

PRATIQUES ET IMPACT DES ACTIVITÉS RÉDUITES

LES RÉSULTATS ISSUS DE 5 RECHERCHES
SOUTENUES PAR PÔLE EMPLOI

ÉTUDES
ET RECHERCHES

AOUT 2016 / N° 8

PRATIQUES ET IMPACT DES ACTIVITÉS RÉDUITES

LES RÉSULTATS ISSUS DE 5 RECHERCHES SOUTENUES
PAR PÔLE EMPLOI

5 **1** LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE ;
DÉTERMINANTS ET TRAJECTOIRES
DES DEMANDEURS D'EMPLOI

97 **2** ACTIVITÉ RÉDUITE : LES ALLOCATAIRES
SONT-ILS SENSIBLES AUX EFFETS DE SEUIL ?

139 **3** LES DIFFÉRENTES FORMES D'ACTIVITÉ
RÉDUITE ET LEURS IMPACTS SUR
LES TRAJECTOIRES PROFESSIONNELLES
DES ACTIFS EXPÉRIMENTES

233 **4** LES EMPLOIS ATYPIQUES ET L'ACTIVITÉ
RÉDUITE FAVORISENT-ILS LE RETOUR À UN
EMPLOI RÉGULIER ?

271 **5** LE CONFORMISME DES RECRUTEURS :
PROJET SPECTRE

Cet ouvrage rassemble les cinq études menées par différentes équipes, dans le cadre d'une subvention de recherche accordée par Pôle emploi.

Ces travaux n'engagent que leurs auteurs et ne représentent pas la position de Pôle emploi

1

LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE :

DÉTERMINANTS ET TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI

SABINA ISSEHNANE (Coordinatrice du Projet) Université Rennes 2,
CIAPHS - Centre d'études de l'emploi (CEE)

FABRICE GILLES, Université Lille 1, LEM, TEPP CNRS

LÉONARD MOULIN, Université Paris 13 et CEPN

LEILA OUMEDDOUR, Centre d'études de l'emploi (CEE)

FLORENT SARI, Université de Nantes, LEMNA, TEPP CNRS

8 RÉSUMÉ

11 INTRODUCTION GÉNÉRALE

13 ANALYSE DU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES RÉSULTATS DES PREMIÈRES ESTIMATIONS QUANTITATIVES

13	LES DONNÉES
14	LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES DÉTERMINANTS
14	LES FACTEURS QUI INFLUENT SUR LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE
19	LES FACTEURS QUI INFLUENT SUR LE DEGRÉ DE RECOURS À UNE ACTIVITÉ RÉDUITE
22	LES CARACTÉRISTIQUES DES ACTIVITÉS RÉDUITES
23	CONCLUSION

27 LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES ENSEIGNEMENTS D'UNE ENQUÊTE DE TERRAIN AUPRÈS DE DEMANDEURS D'EMPLOI

28	LA CONNAISSANCE DU DISPOSITIF « ACTIVITÉ RÉDUITE »
28	DÉFINIR L'ACTIVITÉ RÉDUITE
28	CONNAISSANCE DU DISPOSITIF DE CUMUL
29	CONNAISSANCE DE LA NOUVELLE CONVENTION D'ASSURANCE CHÔMAGE
29	L'HYPOTHÈSE D'INCITATION FINANCIÈRE EST-ELLE PERTINENTE ?
29	UNE ACTIVITÉ PRISE PAR DÉFAUT
30	PEUT-ON RÉELLEMENT PARLER D'ACTIVITÉ RÉDUITE « CHOISIE » ?
31	LE CUMUL ALLOCATION-ACTIVITÉ : UN MOYEN DE SUBSISTANCE
32	CONCLUSION

35 LES TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI : UNE ANALYSE CROISÉE QUANTITATIVE ET QUALITATIVE

36 TYPOLOGIE DES TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI PASSANT
PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE

42 LES EFFETS DES VARIABLES SOCIALES ET PROFESSIONNELLES SUR LES PARCOURS
DES DEMANDEURS D'EMPLOI PASSANT PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE

59 CONCLUSION

61 L'ACTIVITÉ RÉDUITE EN FRANCE : QUELS EFFETS SUR LE CONTRAT DE TRAVAIL ?

62 LES DONNÉES

62 LES SOURCES

62 ÉCHANTILLON ET PREMIÈRES STATISTIQUES DESCRIPTIVES

66 MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE ET RÉSULTATS

66 STRATÉGIE

67 DIFFÉRENCES DANS LES VARIABLES D'INTÉRÊT ENTRE GROUPES TRAITÉS ET GROUPES
NON TRAITÉS

69 RÉSULTATS

73 CONCLUSION

75 CONCLUSION GÉNÉRALE

79 RÉFÉRENCES

81 ANNEXES

RÉSUMÉ

Ce rapport vise à comprendre les déterminants du recours à l'activité réduite et les trajectoires des demandeurs d'emploi en activité. Au-delà de la caractérisation des publics en activité réduite, l'ambition est de mettre en évidence les facteurs qui favorisent la sortie vers un emploi durable. Aussi, notre objectif est d'interroger l'idée que l'activité réduite constitue réellement une incitation au retour à l'emploi et de vérifier si elle n'entraîne pas un enfermement dans une trajectoire précaire. La pratique d'une activité réduite conduit-elle inéluctablement à s'inscrire durablement dans un parcours marqué par un recours de façon durable et répétée à des activités réduites ? Quels sont les facteurs qui favorisent la sortie vers un emploi durable à durée indéterminée ? Quel est l'impact du recours à l'activité réduite sur le contrat de travail obtenu suite à la sortie des listes de Pôle emploi ?

Cette recherche articule une analyse quantitative et qualitative. Ainsi, en mobilisant à la fois les outils de l'analyse économique et une enquête de terrain, il s'agit de mieux comprendre l'enjeu du recours à l'activité réduite. Nous nous sommes appuyés sur différents panels construits à partir du Fichier historique de Pôle emploi et du Fichier national des allocataires (FH-D3 au 1/10^e) apparié aux Déclarations préalables à l'embauche (DPAE). La mobilisation de ces panels nous a permis de développer une perspective longitudinale en suivant des individus s'inscrivant au même moment à Pôle emploi et de les suivre mois par mois de 2012 à fin 2013. Cette source statistique issue de fichiers de gestion a été couplée à une enquête de terrain menée dans trois régions différentes en termes sectoriels et de pratique de l'activité réduite. Nous avons ainsi réalisé près d'une quarantaine d'entretiens semi-directifs dans différents bassins d'emploi afin d'éclairer les résultats de nos analyses statistiques et économétriques par les parcours biographiques des demandeurs d'emploi passés par une activité réduite.

Ce rapport s'articule autour de quatre parties. Dans une première partie, nous avons mobilisé notre panel construit à partir du FH-D3 et des DPAE afin d'étudier les déterminants du recours à l'activité réduite. Nous avons cherché à mettre en évidence les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite, puis celles qui

influencent sur l'intensité du recours à ce type d'activité. Puis, nous mettons en évidence certaines caractéristiques des activités réduites dont nous disposons grâce aux Déclarations préalables à l'embauche. Nous montrons que si le fait d'être jeune accroît la probabilité d'avoir recours au moins une fois à une activité réduite, cela diminue le risque d'avoir une pratique de l'activité réduite intensive. Cependant, cela ne signifie pas pour autant que leur trajectoire conduise à une position stabilisée dans le système d'emploi et qu'elle soit de « meilleure qualité ». Les seniors ont quant à eux une probabilité moins élevée de connaître une expérience d'activité réduite mais, à partir du moment où ils y ont recours, ils présentent plus de risques de pratiquer une activité réduite de façon durable ou répétée. Être une femme augmente les risques de pratiquer une activité réduite et ce de manière intense. L'étude des caractéristiques des activités réduites montre des différences régionales et sectorielles. Les activités réduites sont davantage concentrées dans certains secteurs comme les activités de sécurité, de nettoyage, de centres d'appel, ou encore de conditionnement, ou encore l'hôtellerie-restauration. Les activités réduites se pratiquent principalement grâce à des contrats temporaires souvent de très courte durée. La part des contrats de travail temporaires y est particulièrement importante (près de 40%).

Dans une seconde partie, nous avons voulu éclairer les déterminants du recours à une activité réduite par une enquête de terrain (36 entretiens semi-directifs dans différents bassins d'emploi en Île-de-France, en Picardie et en Bretagne). L'enquête de terrain montre que les demandeurs d'emploi ont du mal à définir ce qui relève d'une activité réduite. Usuellement, l'activité réduite est définie comme toute activité exercée par une personne tout en restant inscrit comme demandeur d'emploi. Cette définition caractérise les demandeurs d'emploi inscrits dans les catégories B et C de Pôle emploi. L'activité réduite peut néanmoins être interprétée comme toute activité à caractère discontinu, à temps réduit et/ou en emploi temporaire, sans que le demandeur d'emploi continue d'être inscrit à Pôle emploi au même instant. En outre, l'activité réduite définit le cumul total ou partiel de l'allocation avec une rémunération issue d'une activité

professionnelle. Les entretiens menés révèlent une méconnaissance des règles de cumul possible et remettent en question l'hypothèse d'incitation financière de ce dispositif qui vise *a priori* à rendre le travail rémunérateur. L'analyse des entretiens montre que le cumul entre les revenus d'activité et l'indemnisation du chômage, s'il a lieu, est souvent connu *a posteriori*. Le cumul constitue un moyen de subvenir à leurs besoins primaires. Notre enquête relativise la distinction entre activité réduite subie et activité réduite « choisie ». Seuls très peu des demandeurs d'emploi interrogés se sont appropriés ce dispositif avec le temps, ce sont les plus diplômés et ceux qui travaillent dans certains secteurs particuliers, notamment des demandeurs d'emploi qui sont déjà passés par l'intermittence et l'intérim. Même pour ces quelques personnes, la pratique des activités réduites s'est toujours faite de manière subie au départ de leur trajectoire professionnelle. Lorsque le recours à des activités réduites a été durable et répété, il conduit souvent à des situations de déclassement scolaire et/ou professionnel, de déclassement social et une détérioration de leur situation financière. La recherche d'un emploi stable le plus souvent à temps plein - qui leur permette de vivre de leur travail - reste la priorité des demandeurs d'emploi rencontrés lors de cette enquête. Si certains demandeurs d'emploi ont exprimé le désir d'obtenir un temps partiel, c'est pour mieux concilier leur vie familiale et leur vie professionnelle, mais tout en réclamant un emploi qui leur permette de subvenir à leurs besoins (temps partiel long, par exemple). Ces demandeurs d'emploi sont exclusivement des mères de familles monoparentales. Ces entretiens révèlent une part de ce que l'on pourrait appeler la « Misère de France ».

Dans une troisième partie, nous présentons une analyse croisée quantitative et qualitative afin de mettre en évidence les effets des différentes caractéristiques des demandeurs d'emploi sur leur trajectoire. Pour cela, nous avons construit une typologie des trajectoires des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité à partir d'une méthode d'« *optimal matching* » en mobilisant un panel qui s'appuie sur les données du FH-D3 et des DPAE. Cette analyse longitudinale permet de mettre en évidence 6 groupes de trajectoires types en fonction du recours plus ou moins durable à une

activité réduite et la sortie vers un emploi lui aussi plus ou moins durable : (1) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « courte » ; (2) une trajectoire marquée par un retour durable dans un emploi à durée indéterminée ; (3) une trajectoire marquée par de l'attrition ; (4) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « longue » ; (5) une trajectoire de sortie vers les CDD/CTT ; (6) une trajectoire durable sans emploi en catégorie A. Cette analyse met en évidence que seuls 8% des demandeurs d'emploi s'inscrivent dans des trajectoires marquées par une sortie durable vers un emploi à durée indéterminée. Tandis que 25% appartiennent à des trajectoires marquées par une activité réduite durable, 30% présentent des trajectoires caractérisées par une situation durable sans aucune activité au chômage. Nos résultats montrent que les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite influent sur leur recours à l'activité réduite et sur leurs trajectoires professionnelles. Les seniors qui ont eu recours à une activité réduite présentent plus de risques de rentrer dans une trajectoire marquée par une activité réduite durable. Aussi, les femmes ont moins de chances de se trouver dans une trajectoire débouchant sur l'obtention d'un emploi durable, tandis qu'elles ont plus de risques de se trouver durablement en activité réduite. Les demandeurs d'emploi de nationalité étrangère ont une probabilité plus élevée de rester dans une trajectoire marquée par l'activité réduite longue et l'absence d'emploi. Par ailleurs, le diplôme constitue encore un rempart face au chômage et face à l'enfermement dans une trajectoire durablement marquée par une activité réduite. Le fait d'être diplômé du supérieur et d'être cadre accroît les chances de s'inscrire dans une trajectoire marquée par un retour durable à l'emploi à durée indéterminée. D'autres variables influent sur la pratique d'une activité réduite : la région de résidence, le régime d'indemnisation, la qualification de l'individu ou encore le motif d'inscription. Ainsi, résider en Bretagne ou en Picardie accroît la probabilité d'avoir un recours intense à l'activité réduite et d'appartenir à une trajectoire marquée durablement par une activité réduite courte ou longue. En outre, s'inscrire à Pôle emploi suite à une mission d'intérim diminue les chances de sortir durablement du chômage vers un emploi stable.

L'enquête de terrain permet de rendre compte de la complexité des facteurs qui influent sur les parcours des demandeurs d'emploi. Les entretiens révèlent que ces facteurs se croisent et s'accumulent, mais aussi qu'il existe d'autres freins à la sortie du chômage et de l'activité réduite dont les données statistiques ne peuvent pas rendre compte, tout particulièrement, les problèmes de santé récurrents chez de nombreux demandeurs d'emploi, d'accident du travail, les problèmes sociaux, ceux liés à la mobilité, les accidents de la vie ou encore des discriminations subies.

Dans une quatrième partie, nous analysons les conséquences du passage par l'activité réduite en 2012 en France sur le type de contrat caractérisant l'emploi en reprise (contrats à durée indéterminée ou déterminée ; contrats de travail temporaires). Pour cela, nous mobilisons un panel qui s'appuie sur les données du FH-D3 et des DPAE. Cette deuxième source nous permet de disposer d'informations sur l'emploi en reprise. Nous utilisons alors des méthodes semi-paramétriques de *matching*

dynamique afin d'évaluer un effet causal de l'activité réduite. Pour cela, nous considérons un sous-échantillon d'entrants au chômage durant les 6 premiers mois de l'année 2012 et nous construisons deux groupes d'individus traités (demandeurs d'emplois passés par l'activité réduite) et non traités (individus ayant recouru à une activité réduite plus tard ou sans aucune expérience d'activité réduite). Nous comparons alors le devenir sur le marché du travail des deux groupes d'individus sur un horizon de 6 mois ou 12 mois après l'entrée en activité réduite. Nous montrons que le passage par l'activité réduite aurait pour conséquence de diminuer le taux d'emploi des individus sur un horizon de 6 mois ou de le laisser inchangé si l'on se place 1 an après le passage en activité réduite. En outre, l'activité réduite réduirait la probabilité d'être en contrat à durée indéterminée à 6 ou 12 mois ; ce n'est plus le cas si l'on ne considère que les emplois en reprise (*i.e.* hors activité réduite). Par contre, dans tous les cas, l'activité réduite accroîtrait la probabilité pour les individus concernés d'être en contrat de travail temporaire.

INTRODUCTION GÉNÉRALE

Le développement des formes d'emploi atypiques contribue à rendre de plus en plus poreuses les frontières entre chômage et emploi et questionne notre système d'indemnisation du chômage, fondé principalement sur un modèle d'emploi salarié, stable et à plein temps. L'activité réduite s'inscrit dans cette progression. Elle a connu une croissance régulière depuis sa création. La proportion de demandeurs d'emploi en activité réduite a triplé depuis le milieu des années 1990, et elle a augmenté de plus de 80% depuis la crise ouverte en 2008. Fin 2015, plus du tiers des 5,4 millions des demandeurs d'emploi inscrits en catégorie A, B ou C exerçait une activité réduite.

L'activité réduite ne désigne pas seulement une activité exercée par les demandeurs d'emploi tout en étant inscrits sur les listes de Pôle emploi, mais aussi la possibilité, sous certaines conditions, pour les demandeurs d'emplois indemnisés, comme pour les bénéficiaires de l'ASS et du RSA, de cumuler un revenu d'activité avec leur allocation. Son principe est le suivant : offrir la possibilité au demandeur d'emploi indemnisé d'exercer une activité occasionnelle tout en continuant à percevoir une partie de son indemnisation. Ce faisant, le demandeur d'emploi peut retrouver une activité salariée sans pour autant y perdre en termes de revenus. Bien que l'assurance chômage ait été initialement conçue pour indemniser le chômage total, les règles de cumul entre indemnisation du chômage et revenu du travail n'ont cessé d'évoluer depuis 1961 et sont considérées comme particulièrement complexes (Annexe 1). La possibilité de cumuler une activité réduite avec l'indemnisation du chômage s'appuie sur l'idée qu'elle inciterait les demandeurs d'emploi indemnisés à reprendre une activité même si celle-ci est moins rémunérée que celle précédant leur inscription à Pôle emploi. Elle s'inscrit donc dans la lignée des politiques de l'emploi qui répondent à une logique d'activation.

L'activité réduite caractérise ainsi à la fois :

- (1) une forme particulière d'emploi, une situation entre chômage et travail aux frontières floues ;
- (2) le passage de l'indemnisation chômage d'un revenu de remplacement à un revenu de complément ;
- (3) une politique active de l'emploi, car le cumul répond à une logique d'incitation financière au retour à l'emploi, quelle qu'en soit sa qualité.

Le développement de ce dispositif s'inscrit ainsi dans la progression des contrats temporaires et/ou à temps réduit en France depuis 30 ans. Même si la part des contrats à durée indéterminée reste constante autour

de 87% des salariés du secteur privé, la part des CDD et de l'intérim dans les embauches a connu une forte augmentation depuis 30 ans. Cette évolution s'est accompagnée d'une réduction de la durée des contrats temporaires effectués. En effet, la moitié des CDD est désormais d'une durée inférieure à 10 jours en 2013, contre 14 jours en 2012 (Bourieau, Paraire et Sanzeri, 2014). Introduite en juillet 2013, la majoration de la contribution patronale d'assurance chômage pour les contrats de courte durée n'a apparemment pas eu d'effet sur la pratique des employeurs. La fonction publique a aussi connu une croissance du recours aux emplois temporaires. Cette part est même plus élevée que dans le secteur concurrentiel (14,8 % contre 13%), principalement sous la forme de CDD (Barlet et Minni, 2014).

La compréhension de l'activité réduite est donc essentielle à l'heure où le nombre de demandeurs d'emploi ne cesse d'augmenter. Les recherches menées jusque-là sur l'activité réduite en France portent principalement sur les effets incitatifs du dispositif sur le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi bénéficiaires (Fremigacci et Terracol, 2013 ; Granier et Joutard, 1999 ; Gurgand, 2009 ; Fontaine et Rochut, 2013, 2014 ; Terracol, 2013). D'autres travaux ont été menés afin de mettre en perspective ce dispositif au regard des politiques menées dans d'autres pays européens (Tuchszirer, 2002 ; Huygues Despointes, Lefresne et Tuchszirer, 2001), tandis que d'autres se sont attachés à comprendre les profils des demandeurs d'emploi passés par ce dispositif en proposant une typologie des trajectoires (Eydoux, 1997, 1999).

Notre recherche vise à comprendre les déterminants du recours à l'activité réduite et les trajectoires des demandeurs d'emploi en activité. Quelles sont les motivations des demandeurs d'emploi dans le recours à l'activité réduite ? Quels sont les motifs du non recours ? Quelles sont les caractéristiques des

chômeurs qui ont recours à l'activité réduite ? Se différencient-ils des chômeurs indemnisés qui n'y accèdent pas ? Aussi, notre objectif est d'interroger l'idée que l'activité réduite constitue réellement une incitation au retour à l'emploi et de vérifier si elle n'entraîne pas un enfermement dans une trajectoire précaire. La pratique d'une activité réduite conduit-elle inéluctablement à s'inscrire durablement dans un parcours marqué par un recours de façon durable et répétée à des activités réduites ? Quels sont les facteurs qui favorisent la sortie vers un emploi durable à durée indéterminée ? Quel est l'impact du recours à l'activité réduite sur le contrat de travail obtenu suite à la sortie des listes de Pôle emploi ? Nous cherchons notamment à éclairer les conséquences du passage de l'activité réduite sur le type de contrat caractérisant l'emploi en reprise.

Nous avons fait le choix d'articuler une analyse quantitative et qualitative afin d'enrichir notre connaissance de ce public. La multiplication des sources et des méthodes d'enquête, en particulier par l'articulation entre outils d'analyse économique et méthode ethnographique (Gramain et Weber, 2001), nous donne des outils afin de comprendre l'enjeu du recours à l'activité réduite. D'une part, nous avons construit des panels idiosyncrasiques à partir du Fichier historique de Pôle emploi et du Fichier national des allocataires (FH-D3) apparié aux Déclarations préalables à l'embauche (DPAE) qui permettent de suivre les individus mois par mois suite à leur inscription à Pôle emploi. D'autre part, nous avons mené une enquête de terrain auprès de demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite. Nous pouvons ainsi nous appuyer sur près d'une quarantaine d'entretiens semi-directifs afin d'éclairer les résultats de nos analyses statistiques et économétriques par les parcours biographiques des demandeurs d'emploi passés par une activité réduite.

Dans une première partie, nous cherchons à étudier les déterminants du recours à l'activité réduite en mobilisant notre panel construit à partir du FH-D3 et des DPAE. Notre objectif est, d'abord, de mettre en évidence si les individus qui ont recours à l'activité réduite ont des caractéristiques individuelles qui diffèrent de celles des demandeurs d'emploi qui n'en ont jamais pratiquée. Nous présentons ensuite les facteurs qui influencent le recours plus ou moins important à une activité réduite chez les individus qui ont déjà pratiqué une activité réduite. Enfin, nous exposons les caractéristiques des activités réduites

dont nous disposons grâce aux Déclarations préalables à l'embauche.

Dans une seconde partie, nous voulons éclairer les déterminants du recours à une activité réduite par une enquête de terrain. Nous nous interrogeons sur la connaissance de la notion d'activité réduite, notamment comme dispositif de cumul, et sur la distinction entre activité subie et activité « choisie ». Le but de cette partie est notamment de s'interroger sur l'hypothèse d'incitation financière sur laquelle repose l'activité réduite comme dispositif de cumul.

Dans une troisième partie, nous présentons une analyse croisée quantitative et qualitative afin de mettre en évidence les effets des différentes caractéristiques des demandeurs d'emploi sur leur trajectoire. Pour cela, nous avons construit une typologie des trajectoires des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité à partir d'une méthode d'« *optimal matching* » en mobilisant un panel qui s'appuie sur les données du FH-D3 et des DPAE. Cette analyse longitudinale permet de mettre en évidence des groupes de trajectoires types en fonction du recours plus ou moins durable à une activité réduite et la sortie vers un emploi lui aussi plus ou moins durable. Nous avons ensuite estimé l'effet des caractéristiques individuelles sur l'appartenance à l'une de ces trajectoires types. Cette analyse est ainsi couplée à notre enquête de terrain qui permet d'éclairer les différentes trajectoires par les parcours biographiques des demandeurs d'emploi en fonction de leurs caractéristiques.

Dans une quatrième partie, nous analysons les conséquences du passage par l'activité réduite en 2012 en France sur le type de contrat caractérisant l'emploi en reprise (contrats à durée indéterminée ou déterminée ; contrats de travail temporaires). Pour cela, nous mobilisons un panel qui s'appuie sur les données du FH-D3 et des DPAE. Cette deuxième source nous permet de disposer d'informations sur l'emploi en reprise. Nous utilisons alors des méthodes semi-paramétriques de *matching dynamique* afin d'évaluer un effet causal de l'activité réduite. Pour cela, nous considérons un sous-échantillon d'entrants au chômage durant les 6 premiers mois de l'année 2012 et nous construisons deux groupes d'individus traités (demandeurs d'emplois passés par l'activité réduite) et non traités (individus ayant recouru à une activité réduite plus tard ou sans aucune expérience d'activité réduite). Nous comparons alors le devenir sur le marché du travail des deux groupes d'individus sur un horizon de 6 mois ou 12 mois après l'entrée en activité réduite.

ANALYSE DU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES RÉSULTATS DES PREMIÈRES ESTIMATIONS QUANTITATIVES

Cette première partie vise à mettre en évidence les déterminants du recours à l'activité réduite. Il s'agit notamment de se demander si les demandeurs d'emploi qui ont recours à l'activité réduite présentent des caractéristiques qui diffèrent de celles des demandeurs d'emploi qui n'en ont jamais pratiquée. Nous nous interrogeons aussi sur les facteurs qui affectent la pratique plus ou moins importante d'une activité réduite chez les individus qui ont déjà recours à ce type d'activité. Nous cherchons également à mieux caractériser les activités réduites effectuées.

Cette partie s'appuie sur une analyse statistique et économétrique en mobilisant notre panel construit à partir du FH-D3 et des DPAE. Nous avons cherché à confirmer nos résultats descriptifs par des régressions logistiques sur la probabilité de connaître au moins une expérience d'activité réduite durant la période d'inscription à Pôle emploi sur les deux années observées de 2012 à la fin 2013. Nous avons contrôlé d'un certain nombre de variables (caractéristiques sociodémographiques, niveaux de formation, région, qualification, régimes d'indemnisation, régimes particuliers, par exemple). Puis, nous avons cherché à estimer la probabilité d'avoir un recours plus ou moins intense à une activité réduite. Les variables explicatives mobilisées étant identiques. Nous avons restreint notre échantillon essentiellement aux demandeurs d'emploi ayant eu au moins une expérience d'activité réduite. Notre variable étant cette fois-ci continue, et non plus dichotomique, – ici le nombre de mois d'activité réduite pratiquée – nous nous sommes appuyés sur une régression linéaire et un modèle de comptage sur le panel construit. Puis, grâce à des statistiques descriptives, nous présentons les caractéristiques des activités réduites dont nous disposons grâce aux DPAE, même si certaines variables présentent des limites.

Nous présentons les données dont nous disposons ainsi que la construction de notre panel (1), puis les caractéristiques qui déterminent le recours à l'activité réduite, et celles qui influent sur l'intensité du recours (2). Enfin, nous exposons des caractéristiques des activités réduites effectuées par les demandeurs d'emploi suivis dans notre panel.

LES DONNÉES

Nous mobilisons le Fichier historique des statistiques (FHS) des demandeurs d'emploi et le D3 (issu du Fichier national des allocataires) de Janvier 2012 à décembre 2013 (fichier 1/10^e) et les Déclarations préalables à l'embauche (DPAE) de janvier 2012 à décembre 2013. Il faut noter que la nouvelle convention Unédic (2014) modifie le mode de cumul de l'indemnisation avec les revenus liés à une activité réduite. Notre exploitation quantitative ne sera néanmoins pas affectée par cette modification¹ car nous mobilisons les données jusqu'à la fin 2013.

1. Cependant, notre étude qualitative s'est déroulée après la mise en œuvre de cette nouvelle convention. Nous avons cherché à interroger la prise en compte de cette modification chez les demandeurs d'emploi indemnisés (connaissance de cette nouvelle règle et modification de leur comportement en conséquence). Les entretiens effectués ont été réalisés chez des demandeurs d'emploi pas (ou peu) au courant de cette modification.

Le FHS nous permet de connaître les épisodes d'inscription à Pôle emploi, le recours ou non à une activité réduite, les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi (sexe, âge, formation, qualification, statut marital, nombre d'enfants,...), le lieu d'habitation, ainsi que les caractéristiques de l'emploi précédant l'inscription à Pôle emploi. Le segment D3 nous permet d'avoir accès aux caractéristiques de l'indemnisation. Il est en effet essentiel de prendre en compte le statut vis-à-vis de l'indemnisation dans le recours à l'activité réduite et dans les trajectoires des demandeurs d'emploi suivis. Notre échantillon se compose alors de toute la population des demandeurs d'emploi en France métropolitaine, quel que soit leur régime d'indemnisation (allocation d'Aide au retour à l'emploi hors aides et formation, autres indemnités d'assurance chômage, régime de solidarité, autres). On considère qu'une personne est indemnisable si elle a une demande d'indemnisation ouverte tout au long du mois. Nous prenons en compte également le bénéfice du Revenu de solidarité active (RSA) disponible dans le FHS.

Les DPAE nous permettent de disposer d'informations supplémentaires sur les caractéristiques des emplois en activité réduite, ainsi que sur les emplois à la sortie des listes de Pôle emploi : le contrat de travail, la durée annuelle, mensuelle et hebdomadaire du travail, le type, l'activité et la taille de l'établissement, la qualification du poste. Cependant, cette base révèle un grand nombre de données manquantes sur certaines variables, plus particulièrement la qualification du poste et la durée annuelle/mensuelle/hebdomadaire. Nous avons pu recalculer cette dernière variable grâce à la date d'embauche et la date de fin de contrat, mais essentiellement pour les CDD. Nous avons ainsi pu néanmoins dégager des informations utiles à une meilleure connaissance des activités réduites, notamment la nature du contrat de travail. La déclaration d'embauche d'un salarié est obligatoire pour les employeurs auprès des organismes de protection sociale (Urssaf ou MSA pour les salariés agricoles), quelles que soient la durée et la nature du contrat de travail. Cependant, cette obligation exclut les Particuliers Employeurs.

L'appariement avec les DPAE nous fournit une meilleure description de la qualité de l'emploi occupé en activité réduite (voir ci-après) et de l'emploi occupé *a posteriori*. L'objectif est en effet aussi d'analyser les trajectoires des demandeurs d'emploi (voir partie 3) et les effets du recours à l'activité réduite sur l'accès à un emploi en

reprise, en particulier en fonction de la nature du contrat de travail (voir partie 4).

Nous avons procédé à un appariement des différentes bases de données disponibles (FH-D3, puis FH-D3-DPAE) afin de réaliser un panel mensuel des demandeurs d'emploi de 2012 à la fin 2013. Ce panel idiosyncratique vise à disposer d'une observation par mois pour chaque demandeur d'emploi, autrement dit une ligne équivaut à un individu-mois, par région, puis pour l'ensemble des régions (France métropolitaine). L'objectif de ce panel est de pouvoir suivre les trajectoires des demandeurs d'emploi durant toute la période considérée. Dans cette partie 1, nous suivons des individus qui sont entrés dans les listes de Pôle emploi de Janvier à Décembre 2012. Cependant, pour des questions de modélisations, nous avons dû restreindre notre échantillon dans la partie 3, où notre panel ne prend en compte que les individus qui se sont inscrits de Janvier à Mars 2012, tandis que pour la partie 4, notre panel est constitué de demandeurs d'emploi inscrits entre Janvier à Juin 2012. Nous avons exclu les individus présents dans le Fichier historique en décembre 2011, afin de ne prendre en compte que des nouvelles inscriptions.

Nous nous appuyons ainsi sur ce panel FH-D3-DPAE construit afin d'estimer ce qui détermine le recours à l'activité réduite chez les demandeurs d'emploi.

LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES DÉTERMINANTS

Nous cherchons à montrer ce qui détermine le recours à une activité réduite en mettant en évidence les facteurs qui influent sur ce recours. Dans un premier temps, nous comparons les personnes qui ont recours à l'activité réduite au moins une fois (durant les 24 mois observés du panel) comparés à ceux qui n'y ont jamais eu recours (1). Puis, dans un second temps, nous cherchons à estimer chez ceux qui ont eu recours à l'activité réduite au moins une fois, la probabilité d'avoir eu une pratique plus ou moins intense de l'activité réduite (2).

Les facteurs qui influent sur le recours à l'activité réduite

Nous avons estimé la probabilité d'avoir eu recours au moins une fois à l'activité réduite, d'une part chez l'ensemble des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle

emploi entre Janvier et Décembre 2012 (modèle A), puis essentiellement chez les allocataires d'une Aide au Retour à l'Emploi (ARE) (modèle B).

Ces estimations ont été réalisées grâce à des régressions logistiques sur la probabilité d'avoir eu recours au moins une fois à une activité réduite durant la période observée de 2012 à 2013. Les variables explicatives comprennent non seulement les caractéristiques sociodémographiques, le niveau de formation, la qualification, le motif d'inscription et ce qui relève du régime d'indemnisation. Les caractéristiques individuelles qui ont été retenues sont celles du mois d'inscription à Pôle emploi entre Janvier et Décembre 2012. Nous allons commenter le modèle A pour ensuite mettre en évidence les similitudes ou les différences avec les effets de ces caractéristiques sur la population des allocataires de l'assurance chômage (modèle B). Nos résultats mettent en évidence que certaines des caractéristiques sociodémographiques individuelles influent sur le recours à activité réduite. Ainsi, les jeunes ont une probabilité plus importante d'occuper au moins une fois une activité réduite, tandis que les seniors ont moins de risques de pratiquer une activité réduite comparés aux 25-49 ans. Cependant, il faut noter que la part des personnes en activité réduite chez les demandeurs d'emploi âgés de 50 ans et plus a augmenté ces dernières années. En outre, les hommes ont moins de risques de recourir à une activité réduite que les femmes. Selon la nationalité du demandeur d'emploi, la probabilité d'avoir recours à une activité réduite peut différer. A titre d'exemple, les demandeurs d'emploi de nationalité d'un pays d'Afrique subsaharienne ont une probabilité plus importante d'effectuer une activité réduite. Par ailleurs, ceux qui n'ont pas d'enfant ont plus de risque de connaître une activité réduite durant la période observée en 2012 et 2013.

Les demandeurs d'emploi ayant une reconnaissance de la qualité de travailleur handicapé (RQTH) ont une probabilité moins importante d'effectuer une activité réduite tout en restant inscrit à Pôle emploi. Depuis la loi du 11 février 2005 pour l'égalité des droits et des chances, la participation et la citoyenneté des personnes handicapées, le nombre de demandeurs d'emploi handicapés inscrits à Pôle emploi a été affecté par plusieurs modifications d'ordres juridique, institutionnel ou technique, ce qui a entraîné des ruptures de séries à différentes dates (Amroui et Barhouni, 2012). Néanmoins, pour notre panel, nous ne devons pas trop être impactés par ces ruptures de séries, car celui-ci commence début 2012. Or à cette

même date, la remontée de l'information sur l'Allocation pour Adulte Handicapé (AAH) a été rétablie au sein de Pôle emploi. La région de résidence des demandeurs d'emploi a également un effet sur la probabilité de recourir à une activité réduite, ce qui traduit les fortes inégalités en termes d'emploi au sein des différentes régions françaises. Si résider en Picardie n'augmente pas les risques de recourir à ce type d'activité comparé à l'Île-de-France, résider en Bretagne accroît la probabilité d'occuper ce type d'activité tout étant inscrit à Pôle emploi.

Le niveau de formation et la qualification du demandeur d'emploi influent sur la probabilité d'occuper au moins une fois une activité réduite pendant son inscription à Pôle emploi. Être diplômé du supérieur accroît notamment la probabilité d'effectuer une activité réduite comparés au fait d'être titulaire d'un baccalauréat. Cependant, le fait d'être cadre diminue le risque de pratiquer une activité réduite. Les employés qualifiés ont quant à eux une probabilité plus élevée d'effectuer une activité réduite comparés aux techniciens et agents de maîtrise.

En outre, selon le motif d'inscription à Pôle emploi, les demandeurs d'emploi n'ont pas le même risque de pratiquer une activité réduite. S'inscrire en tant que demandeur d'emploi suite à un licenciement (économique ou autre motif) ou une rupture conventionnelle a un effet négatif et significatif sur la probabilité d'avoir recours à une activité réduite pendant son inscription à Pôle emploi. Cependant, s'inscrire à Pôle emploi suite à la fin d'un CDD, d'un contrat aidé ou d'une période d'intérim augmente fortement la probabilité pratiquer à une activité réduite. Le régime d'indemnisation chômage influe également sur la probabilité d'occuper une activité réduite au moins une fois durant son inscription dans les fichiers de demandeurs d'emploi. A titre d'exemple, bénéficiaire d'une allocation dite de solidarité comme l'ASS diminue la probabilité d'accéder à une activité réduite comparé aux allocataires de l'assurance chômage (ARE). Ceux qui sont inscrits dans un régime particulier, les intérimaires et les intermittents du spectacle notamment, ont quant à eux une probabilité plus élevée d'effectuer une activité réduite. Il faut noter que le nombre de mois d'indemnisation influe positivement sur l'entrée dans une activité réduite. Enfin, les titulaires du RSA ont une probabilité plus faible d'effectuer une activité réduite. Le modèle B, ciblé essentiellement sur la population des allocataires de l'assurance chômage, présente de fortes similitudes avec les effets constatés dans le modèle A (pour l'ensemble des demandeurs d'emploi rentrés durant la même période dans les fichiers de Pôle

emploi). On note cependant quelques dissemblances à la marge. Ainsi, le fait de ne pas avoir d'enfant est devenu non significatif. C'est également le cas pour le fait de ne disposer d'aucun diplôme. Par ailleurs, certains motifs d'inscription ont des effets inversés, c'est

notamment le cas pour l'inscription pour les primo-arrivant ou pour fin d'activité non salarié qui, désormais, accroît la probabilité chez les allocataires d'effectuer une activité réduite.

TABLEAU 1

PROBABILITÉ D'AVOIR RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE A Ensemble des DE	MODÈLE B ARE (hors aides et formation)
Référence	0,1001** (0,0423)	0,2900*** (0,0474)
Age (réf. Entre 25 et 49 ans)		
Moins de 25 ans	0,1169*** (0,0102)	0,2077*** (0,0162)
50 ans et plus	-0,3772*** (0,0138)	-0,4535*** (0,0186)
Sexe (réf. Femme)		
Homme	-0,1045*** (0,0041)	-0,1118*** (0,0062)
Nationalité (réf. Française)		
Autres Européens	-0,0589*** (0,0173)	0,0049 (0,0283)
Maghreb	-0,0055 (0,0168)	-0,0569* (0,0294)
Afrique subsaharienne	0,2117*** (0,0195)	0,1692*** (0,0362)
Asie et autres	-0,1765*** (0,0279)	-0,2070*** (0,0510)
Situation matrimoniale (réf. célibataire)		
Divorcé, veuf	-0,0706*** (0,0097)	-0,0751*** (0,0139)
Marié, concubinage	0,0899*** (0,0068)	0,0732*** (0,0099)
Nombre d'enfants (réf. 1 ou 2 enfants)		
Pas d'enfant	0,0426*** (0,0107)	-0,0187 (0,0155)
3 enfants	-0,0430*** (0,0152)	-0,0396* (0,0219)
Handicap (réf. non)		
Oui	-0,7775*** (0,0202)	-0,7306*** (0,0276)
Région (réf. Île-de-France)		
Champagne	0,0815*** (0,0254)	0,1156*** (0,0411)
Picardie	-0,0087 (0,0207)	-0,0471 (0,0330)
Haute Normandie	0,0189 (0,0210)	0,0740** (0,0332)
Centre	0,1432*** (0,0185)	0,1546*** (0,0289)
Basse Normandie	0,1536 *** (0,0244)	0,1411*** (0,0373)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE A Ensemble des DE	MODÈLE B ARE (hors aides et formation)
Bourgogne	0,1590*** (0,0239)	0,1566*** (0,0383)
Nord Pas de Calais	-0,1492 *** (0,0146)	-0,1342*** (0,0234)
Lorraine	-0,1057*** (0,0193)	-0,1543*** (0,0291)
Alsace	-0,0414* (0,0215)	-0,0658** (0,0313)
France Comté	-0,0332 (0,0269)	-0,1187*** (0,0406)
Pays de Loire	0,2818 (0,0157)	0,2884*** (0,0241)
Bretagne	0,2553*** (0,0167)	0,2512*** (0,0252)
Poitou Charentes	0,2034*** (0,0226)	0,2250*** (0,0347)
Aquitaine	0,1578*** (0,0158)	0,1675*** (0,0239)
Midi Pyrénées	0,0378** (0,0165)	0,0464* (0,0259)
Limousin	0,0784** (0,0369)	0,1563* (0,0611)
Rhone Alpes	0,0127 (0,0119)	-0,0032 (0,0172)
Auvergne	0,1734*** (0,0268)	0,2133*** (0,0422)
Languedoc Roussillon	-0,1675*** (0,0164)	-0,1907*** (0,0250)
Provence Cote d'Azur	-0,1388*** (0,0127)	-0,1689*** (0,0186)
Corse	-0,8125*** (0,0488)	-0,8152*** (0,0648)
Formation (réf. Bac)		
Aucune formation scolaire	-0,1249*** (0,0172)	-0,0112 (0,0276)
Certificat d'étude; collège, y compris BEPC	-0,2401*** (0,0112)	-0,1033*** (0,0181)
Seconde, première	-0,2090*** (0,0229)	-0,1852*** (0,0405)
CAP, BEP	-0,0176*** (0,0081)	-0,0243* (0,0127)
BAC +2	0,2307 *** (0,0110)	0,1242*** (0,0168)
BAC +3 et plus	0,2479*** (0,0117)	0,1457*** (0,0184)
Qualification (réf. Techniciens et agents de maîtrise)		
Manœuvres, Ouvriers spécialisés et Ouvriers qualifiés	0,1124*** (0,0091)	0,1390*** (0,0135)
Employés non qualifiés	-0,0455*** (0,0087)	-0,0211 (0,0140)
Employés qualifiés	0,1339*** (0,0068)	0,1219*** (0,0100)
Cadres	-0,2689*** (0,0138)	-0,2649*** (0,0192)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE A Ensemble des DE	MODÈLE B ARE (hors aides et formation)
Motif d'inscription (réf. Démission)		
Licenciement économique	-0,1229*** (0,0203)	-0,2745*** (0,0278)
Autre licenciement	-0,1716 *** (0,0119)	-0,2857*** (0,0183)
Rupture conventionnelle	-0,1814 *** (0,0144)	-0,2345*** (0,0202)
CDD, contrat aidé	0,2548*** (0,0091)	0,1674*** (0,0168)
Fin d'intérim	0,4515*** (0,0182)	0,3284*** (0,0312)
Primo arrivant	-0,1037*** (0,0132)	0,4856*** (0,0584)
Fin de maladie, maternité	-0,2680*** (0,0249)	-0,3600*** (0,0351)
Fin d'activité non salariée	-0,0580* (0,0313)	0,0351*** (0,0916)
Sortie de stage	0,1043*** (0,0302)	0,2700*** (0,0690)
Autres cas	-0,1059*** (0,0093)	-0,0425** (0,0205)
Type d'indemnisation (réf. allocation d'aide au retour à l'emploi)		
Autres assurances	0,0304 (0,0333)	
Régime de solidarité (ASS, etc.)	-0,3889*** (0,0337)	
Autres	0,2053*** (0,0694)	
Non indemnisé	0,1060*** (0,0215)	
RSA (réf. non)		
Oui	-0,3057 *** (0,0141)	-0,2372*** (0,0323)
Régime d'assurance chômage (réf. régime général)		
Intérim	0,1917*** (0,0370)	
Intermittent	0,7685*** (0,0986)	
Autres (y compris inconnus)	-0,6853*** (0,0366)	
Nombre de mois de DI	0,0146*** (0,0002)	0,0104*** (0,0003)

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

CHAMP DE L'ÉTUDE : Personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi de 50 ans et plus, inscrits à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012, ont une probabilité moins élevée d'avoir recours au moins une fois à une activité réduite comparés à ceux âgés de 25-49 ans. Parmi les allocataires de l'assurance chômage (hors aides et formation), les jeunes de moins de 25 ans ont une probabilité plus élevée d'avoir au moins une expérience d'activité réduite que les allocataires âgés de 25 à 49 ans.

Les facteurs qui influent sur le degré de recours à une activité réduite

Pour mieux analyser les facteurs qui influencent le recours plus ou moins important à une activité réduite, nous nous concentrons essentiellement sur les demandeurs d'emploi ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite. Nous estimons le fait d'avoir effectué un nombre de mois plus ou moins important en activité réduite par le biais de deux régressions :

(1) Modèle C : modèle de régression linéaire (Moindres carrés ordinaires)

Le nombre de mois en activité réduite est une variable discrète qui peut prendre un grand nombre de valeurs (entre 1 et 24 mois). Pour cette raison, nous estimons le fait d'avoir recours de façon plus ou moins intense à

l'activité réduite par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Toutefois, cette stratégie d'estimation suppose notamment que l'hypothèse de normalité des résidus soit vérifiée. Dans un souci de robustesse, nous avons donc recours à une autre stratégie d'estimation.

(2) modèle D : modèle de comptage

Nous utilisons, dans le second cas, un modèle de comptage dont la spécification adoptée est le modèle de Poisson qui définit la probabilité d'occurrence d'un événement issu d'un processus de comptage. Le choix d'un tel modèle peut être justifié lorsque la variable étudiée décrit le nombre de fois où un événement s'est produit pendant une certaine période. Dans notre cas, c'est le nombre de mois en activité réduite sur une période allant de un an à deux ans.

TABLEAU 2

PROBABILITÉ D'AVOIR PLUS OU MOINS RECOURS À UNE ACTIVITÉ RÉDUITE (EN FONCTION DU NOMBRE DE MOIS)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE C MCO	MODÈLE D Modèle de comptage
Référence	4,3509** (0,0843)	1,5580*** (0,0071)
Age (réf. Entre 25 et 49 ans)		
Moins de 25 ans	-0,1489*** (0,0332)	-0,0397*** (0,0029)
50 ans et plus	0,7229*** (0,0478)	0,0968*** (0,0037)
Sexe (réf. Femme)		
Homme	-0,9456*** (0,0268)	-0,1575*** (0,0023)
Nationalité (réf. Française)		
Autres Européens	0,0058 (0,0687)	0,0029 (0,0058)
Maghreb	0,5147*** (0,0676)	0,0859*** (0,0055)
Afrique subsaharienne	0,8454*** (0,0795)	0,1402*** (0,0063)
Asie et autres	0,1063 (0,1267)	0,0205* (0,0108)
Situation matrimoniale (réf. célibataire)		
Divorcé, veuf	0,0891* (0,0539)	0,0180*** (0,0043)
Marié, concubinage	0,4716*** (0,0348)	0,0745*** (0,0029)
Nombre d'enfants (réf. 1 ou 2 enfants)		
Pas d'enfant	0,0404 (0,0355)	0,0041 (0,0029)
3 enfants	0,2600*** (0,0501)	0,0364*** (0,0039)
Handicap (réf. non)		
Oui	-0,8128*** (0,0202)	-0,1186*** (0,0062)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE C MCO	MODÈLE D Modèle de comptage
Région (réf. Île-de-France)		
Champagne	0,6089*** (0,0905)	0,1055*** (0,0075)
Picardie	0,8002*** (0,0771)	0,1373*** (0,0063)
Haute Normandie	0,9937*** (0,0769)	0,1652*** (0,0062)
Centre	0,6558*** (0,0673)	0,1135*** (0,0056)
Basse Normandie	0,7453*** (0,085)	0,1262*** (0,007)
Bourgogne	0,9111*** (0,085)	0,1514*** (0,0069)
Nord Pas de Calais	0,7164*** (0,0589)	0,1246*** (0,005)
Lorraine	0,2728*** (0,0735)	0,0537*** (0,0063)
Alsace	0,2749*** (0,0792)	0,0551*** (0,0067)
France Comté	0,3908*** (0,0974)	0,0725*** (0,0083)
Pays de Loire	0,9152*** (0,057)	0,1543*** (0,0047)
Bretagne	0,7344*** (0,0598)	0,1286*** (0,005)
Poitou Charentes	0,7366*** (0,0782)	0,1265*** (0,0064)
Aquitaine	0,3078*** (0,0587)	0,0577*** (0,005)
Midi Pyrénées	0,6424*** (0,0625)	0,112*** (0,0052)
Limousin	1,2316*** (0,1296)	0,2005*** (0,0103)
Rhône-Alpes	0,182*** (0,0482)	0,0378*** (0,0042)
Auvergne	0,8525*** (0,0926)	0,1426*** (0,0075)
Languedoc Roussillon	0,0706 (0,0644)	0,0175*** (0,0056)
Provence Cote d'Azur	-0,0588 (0,0519)	-0,0044 (0,0045)
Corse	-1,8918*** (0,1965)	-0,3941*** (0,0206)
Qualification (réf. Techniciens et agents de maîtrise)		
Manœuvres, Ouvriers spécialisés et Ouvriers qualifiés	0,3109*** (0,0515)	0,0561*** (0,0044)
Employés non qualifiés	0,2676*** (0,0508)	0,0483*** (0,0044)
Employés qualifiés	0,2471*** (0,0445)	0,0442*** (0,0039)
Cadres	-0,9551*** (0,0663)	-0,1904*** (0,0062)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES	MODÈLE C MCO	MODÈLE D Modèle de comptage
Motif d'inscription (réf. Démission)		
Licenciement économique	0,2102** (0,0876)	0,0296*** (0,0071)
Autre licenciement	0,1751*** (0,0622)	0,0207*** (0,0051)
Rupture conventionnelle	-0,4670*** (0,0691)	-0,0864*** (0,0059)
CDD, contrat aidé	-0,2468*** (0,0542)	-0,0535*** (0,0045)
Fin d'intérim	0,2956*** (0,0728)	0,0446*** (0,0059)
Primo arrivant	0,1459** (0,0656)	0,0054 (0,0057)
Fin de maladie, maternité	-0,5219*** (0,1011)	-0,0870*** (0,0080)
Fin d'activité non salariée	-0,3630*** (0,1317)	-0,0644*** (0,0115)
Sortie de stage	-0,1908 (0,1195)	-0,0405*** (0,0102)
Autres cas	-0,0306 (0,0546)	-0,0146*** (0,0046)
Type d'indemnisation (réf. allocation d'aide au retour à l'emploi)		
Autres assurances	-0,5379*** (0,0964)	-0,0283*** (0,0054)
Régime de solidarité (ASS, etc.)	-1,7193*** (0,1292)	-0,0768*** (0,008)
Autres	-0,4598 (0,2960)	-0,2275*** (0,0103)
Non indemnisé	-0,0906 (0,0643)	-0,0482* (0,0246)
RSA (réf. non)		
Oui	-0,3013*** (0,0505)	-0,0360*** (0,0042)
Régime d'assurance chômage (réf. régime général)		
Intérim	1,0640*** (0,0600)	0,1390*** (0,0045)
Intermittent	4,0608*** (0,2356)	0,3680*** (0,0141)
Autres (y compris inconnus)	0,1380** (0,0664)	0,0045 (0,0056)
Nombre de mois de DI	0,0559*** (0,0006)	0,0073*** (0,0000)

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

CHAMP DE L'ÉTUDE : Personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012 et ayant eu au moins une expérience d'activité réduite.

NOTE DE LECTURE : Parmi les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012, et qui ont eu au moins une expérience d'activité réduite, ceux âgés de 50 ans et plus, ont une probabilité plus élevée d'avoir recours de façon plus intense à une activité réduite comparés à ceux âgés de 25-49 ans, autrement dit de connaître un nombre de mois plus important en activité réduite.

Nos résultats montrent les effets des différentes caractéristiques sociodémographiques, professionnelles et de l'indemnisation chômage sur le recours plus ou moins important en activité réduite parmi les demandeurs d'emploi qui sont tous déjà passés par ce type d'activité (voir [Tableau 2](#)). Les deux estimations (modèles C et D) réalisées présentent des effets semblables, ce qui conforte nos résultats.

Tout d'abord, l'âge influe différemment par rapport aux précédentes estimations développées dans le [Tableau 1](#). En effet, si le fait d'être un jeune de moins de 25 ans augmente la probabilité d'avoir recours à une activité réduite comparé au fait de ne jamais en avoir effectué une, cette variable âge joue de façon inversée sur le nombre de mois passé en activité réduite. Ainsi, les demandeurs d'emploi de moins de 25 ans - qui ont effectué au moins une activité réduite - ont moins de risques d'avoir un nombre de mois en activité réduite important. Tandis que les seniors ont plus de risque d'effectuer une activité réduite durant une plus longue période.

De même, pour les demandeurs d'emploi de nationalité Nord-africaine, leur probabilité de passer par une activité réduite durant leur période d'inscription à Pôle emploi est plus faible que pour ceux de nationalité française (voir [Tableau 1](#)). Tandis que s'ils y ont recours, ils ont une probabilité plus élevée d'effectuer un nombre de mois important dans ce type d'activité (voir [Tableau 2](#)). Les individus de nationalité d'Afrique subsaharienne ont également plus de risques de connaître une activité réduite plus longue durant cette période.

De plus, le fait d'avoir au moins 3 enfants accroît les risques d'occuper une activité réduite pendant un nombre de mois plus important que ceux qui ont moins d'enfants. Les femmes ont également plus de risques d'avoir recours à une activité réduite de façon plus intense que les hommes. Par ailleurs, résider en Picardie ou en Bretagne a un impact positif sur le fait de pratiquer une activité réduite de façon durable ou répétée durant la période observée.

En outre, les ouvriers, les employés non qualifiés et qualifiés ont une probabilité plus élevée d'avoir recours à une activité réduite de façon soutenue, comparés aux techniciens et agents de maîtrise. Les cadres ont quant à eux moins de risques d'effectuer une activité réduite de façon durable ou répétée durant leur période d'inscription à Pôle emploi.

Le motif d'inscription peut influencer également de manière dissemblable aux estimations du [Tableau 1](#). Ainsi, s'inscrire à Pôle emploi suite à un licenciement, qu'il soit économique ou non, accroît la probabilité d'effectuer de manière intense une activité réduite. Ce n'est cependant pas le cas pour ceux qui recherchent un emploi suite à une rupture conventionnelle, ou encore après une fin de CDD. Les intérimaires ont toujours plus de risques d'effectuer un nombre de mois élevé d'activité réduite.

Les bénéficiaires d'une allocation dite de solidarité ont une probabilité moins élevée de connaître une activité réduite de façon soutenue que les allocataires d'aide au retour à l'emploi (hors formation). C'est aussi le cas des bénéficiaires du RSA. Tandis que les demandeurs d'emploi bénéficiant d'un régime particulier (intermittents et intérimaires en particulier) sont plus enclins à effectuer de manière durable ou répétée une activité réduite.

Après avoir mis en évidence les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui peuvent influencer sur la probabilité d'avoir un recours plus ou moins important à une activité réduite, nous présentons les caractéristiques des emplois effectués en activité réduite grâce aux données dont nous disposons.

LES CARACTÉRISTIQUES DES ACTIVITÉS RÉDUITES

Que nous apprennent nos données, et en particulier les déclarations préalables à l'embauche (DPAE), sur la qualité des activités réduites effectuées par les demandeurs d'emploi ? Nous présentons les caractéristiques de la première activité réduite effectuée par les demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à Pôle emploi entre Janvier et Décembre 2012 et suivis jusqu'à décembre 2013 (voir [Tableau 3](#)).

TABLEAU 3

CARACTÉRISTIQUES DES ACTIVITÉS RÉDUITES

CARACTÉRISTIQUES	Proportion de contrats /Demandeurs d'emploi en activité réduite			
	France entière	Île-de-France	Bretagne	Picardie
Nature du contrat de travail				
CDI	16	26	13	11
CDD	47	40	51	42
CTT	38	34	36	47
Taille de l'établissement				
Moins de 10 salariés	65	59	64	68
Entre 10 et 20 salariés	8	9	7	9
Entre 20 et 50 salariés	9	10	9	8
Entre 50 et 100 salariés	6	6	7	4
Entre 100 et 250 salariés	6	7	6	6
Entre 250 et 500 salariés	3	3	3	2
Plus de 500 salariés	3	6	3	3
Secteurs d'activité				
Agriculture, sylviculture et pêche	4	0	4	4
Industries extractives	0	0	0	0
Industrie manufacturière	4	3	5	4
Production et de la distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné	1	0	0	0
Production, de la distribution de l'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution	0	0	0	0
Construction	3	3	3	3
Commerce, de la réparation d'automobiles, et de motocycle	10	10	11	9
Hébergement et de la restauration	9	8	11	4
Information et de la communication	1	4	1	1
Activités financières et d'assurance	1	2	1	1
Activités immobilières	2	2	1	2
Transports et entreposage	3	3	3	3
Activités spécialisées, scientifiques et techniques	4	6	3	3
Activités de services administratifs et de soutien	45	46	41	54
Administration publique	3	1	3	2
Enseignement public	1	2	1	1
Santé et de l'action sociale	7	6	9	6
Arts, des spectacles, des activités récréatives	1	2	1	1
Autres activités de services	2	2	2	2

CARACTÉRISTIQUES	Proportion de contrats /Demandeurs d'emploi en activité réduite			
	France entière	Île-de-France	Bretagne	Picardie
Catégorie juridique de l'établissement				
Fonction publique d'État	1	1	0	0
Fonction publique territoriale	3	1	3	2
Établissements hospitaliers	0	0	0	0
Autres organismes publics administratifs	0	0	0	0
Personnes morales de droit public soumises au droit commercial	0	0	0	0
Entreprises individuelles	9	6	14	7
Organismes privés spécialisés et groupements de droit privé hors associations	1	1	1	1
Associations	9	7	12	8
Autres sociétés privées (Sociétés et quasi-sociétés)	78	84	70	83
Nombre moyen d'heures d'AR/mois	53 H	52 H	56 H	54 H
Salaire moyen	707 €	843 €	647 €	613 €

Source : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

Champ de l'étude : Personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012 et ayant eu au moins une expérience d'activité réduite.

Note de lecture : En Picardie, 47% des embauches en activité réduite se font sous la forme d'un contrat de travail temporaire (CTT).

Note : Les statistiques s'appuient sur la première expérience d'activité réduite des demandeurs d'emploi suivis.

En premier lieu, à l'instar de toutes les embauches, les activités réduites se font majoritairement sous la forme d'un contrat temporaire (CDD ou CTT). Ainsi, plus de 80 % des embauches en activité réduite se font sous cette forme. La particularité des activités réduites, c'est que la proportion de contrat de travail temporaire est particulièrement importante car elle atteint les 38 %. Nous avons cherché à mesurer la durée du contrat de travail, les données dont nous disposons ne nous ont permis de le faire que pour les CDD (voir Tableau 4). Nous l'avons reconstituée en prenant en compte la date d'embauche et la date de fin de contrat. Nous montrons notamment que la grande majorité des activités réduites ont une durée inférieure à 3 mois, voire moins d'1 mois pour 40 % des activités réduites en CDD. En second lieu ; la majorité de ces activités ont été accomplies dans les établissements de moins de 10 salariés. Elles se concentrent dans certains secteurs, notamment dans des établissements « de services administratifs et de soutien » qui regroupe notamment des activités de sécurité, de nettoyage, de centres d'appel, ou encore de conditionnement. Plus de 9 % des AR réalisées ont été effectuées dans des établissements de l'hôtellerie-restauration, 10 % dans des activités de commerce de gros et de détail, et plus de 7 % dans des activités comme l'hébergement social, médico-social ou encore l'action sociale.

Les caractéristiques des établissements ne semblent pas différer selon le nombre d'heures d'activité réduite

effectuées en moyenne, ni selon le régime d'indemnisation du demandeur d'emploi. La répartition sectorielle des activités réduites reste également semblable à celle de l'ensemble des activités réduites quel que soit le régime d'indemnisation.

Il faut noter que nos données ne nous permettent pas malheureusement pas de recenser les activités particulier-employeurs qui n'ont pas d'obligations à effectuer une déclaration préalable à l'embauche d'un salarié. Or, OURLIAC ET ROCHUT (2013), à partir de

TABLEAU 4

DURÉE DES CONTRATS EN CDD

Durée du contrat en mois	Part des activités réduites (en %)
0	16
0 à 1 mois	36
1 à 3 mois	18
3 à 6 mois	16
6 à 12 mois	11
12 à 36 mois	3
> 36 mois	0

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

CHAMP DE L'ÉTUDE : Personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et décembre 2012 et ayant eu au moins une expérience d'activité réduite

NOTE DE LECTURE : Parmi les activités réduites en CDD, 36 % ont une durée comprise entre 0 et 1 mois.

NOTE : Les statistiques s'appuient sur la première expérience d'activité réduite des demandeurs d'emploi suivis.

l'Enquête emploi, mettent notamment en évidence que ces emplois sont ceux les plus couramment pratiqués en AR (aide à domicile, aide-ménagère, assistante maternelle, agent d'entretien, etc.).

Des différences régionales et sectorielles

Nous avons voulu comparer les trois régions retenues dans l'enquête qualitative – la Bretagne, la Picardie et l'Île-de-France – afin de mettre en évidence les différences notamment en termes d'activités et de nature des emplois. Nous avons retenu ces trois régions initialement du fait de leur spécificité en termes d'activité réduite. En particulier, dans l'Ouest de la France, notamment en Bretagne, l'activité réduite y est davantage pratiquée et y est plus féminine (Unedic, 2013). Nous avons montré ci-avant que les demandeurs d'emploi qui pratiquent une activité réduite en Picardie ou en Bretagne ont plus de risques d'y rester de façon durable ou répétée.

La région Bretagne présente une répartition sectorielle des activités réduites assez proche de celle de l'ensemble de la France (voir tableau 3). Néanmoins, on note que l'hôtellerie-restauration y est davantage représentée (plus de 11 %), comme l'industrie manufacturière (à l'intérieur de laquelle on trouve les industries agro-alimentaires). La région Picardie présente un taux particulièrement élevé d'activité réduite dans les « services administratifs et de soutien » (nettoyage, sécurité, activité de conditionnement, etc.) avec 54 % des emplois réduits effectués par les demandeurs d'emploi. L'hôtellerie-restauration y est beaucoup moins représentée (4 %).

Les demandeurs d'emploi dans ces trois régions se différencient également par le montant moyen de rémunération que leur procure leur activité réduite. Ainsi, un demandeur d'emploi de la région Île-de-France perçoit en moyenne 843 euros de son activité réduite, contre 613 euros pour ceux qui résident en région Picardie.

Nous soulignons également des différences en termes de nature des contrats de travail mobilisés dans les différentes régions. En Bretagne, les activités réduites sont davantage réalisées sous CDD (51 %) et moins en CDI (13 %) comparées à la France métropolitaine.

La région Picardie se caractérise, quant à elle, par une grande proportion d'AR réalisée en contrat de travail temporaire (47 %) et moins en CDI (11 %). C'est dans la région Île-de-France que les CDI sont les plus importants au sein des activités réduites (26 %) comparées aux autres régions et à la France métropolitaine. L'intérim y prend une place moins importante également.

CONCLUSION

Dans cette partie 1, nous mettons en évidence que les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi influent sur le fait d'avoir au moins une expérience en activité réduite et ces caractéristiques ne jouent pas forcément dans le même sens dans l'intensité du recours à cette activité.

Ainsi, si le fait d'être jeune accroît la probabilité d'avoir recours au moins une fois à une activité réduite, cela diminue le risque d'avoir une pratique de l'activité réduite intensive. Cependant, cela ne signifie pas pour autant que leurs trajectoires soient de « meilleure qualité », qu'elles conduisent à une sortie vers l'emploi durable. C'est notamment ce que nous allons étudier dans les prochaines parties de ce rapport. Les seniors ont quant à eux une probabilité moins élevée de connaître une expérience d'activité réduite mais, à partir du moment où ils y ont recours, ils présentent plus de risques de pratiquer une activité réduite de façon durable ou répétée. De plus, être une femme augmente les risques de pratiquer une activité réduite et ce de manière intense. Les demandeurs d'emploi de nationalité étrangère, notamment les maghrébins et ceux issus d'Afrique subsaharienne ont une probabilité plus élevée de connaître davantage de mois en activité réduite. De plus, d'autres variables influent sur la pratique d'une activité réduite. C'est le cas du régime d'indemnisation, de la qualification de l'individu ou encore du motif d'inscription. La région de résidence du demandeur d'emploi a également un impact sur le recours à une activité réduite.

L'étude des caractéristiques des activités réduites montre également des différences régionales – notamment celles repérées dans notre enquête de terrain – et sectorielles. Les activités réduites sont davantage concentrées dans certains secteurs comme les activités de sécurité, de nettoyage, de centres d'appel, ou encore de conditionnement, ou encore l'hôtellerie-restauration. Les activités réduites se pratiquent principalement grâce à des contrats temporaires – comme pour toute embauche – mais la part des CTT y est particulièrement importante (près de 40 %).

Cette exploitation statistique sur l'usage et les caractéristiques de ceux qui pratiquent une activité réduite se doit d'être complétée par une analyse qualitative afin de mettre en évidence les motivations des demandeurs d'emploi. C'est l'objet de la partie 2.

LE RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE : LES ENSEIGNEMENTS D'UNE ENQUÊTE DE TERRAIN AUPRÈS DE DEMANDEURS D'EMPLOI

Cette étude articule un volet quantitatif et un volet qualitatif. Dans le cadre de ce terrain d'étude, la quarantaine d'entretiens semi-directifs prévue initialement concourent à enrichir l'analyse des « grands nombres » (DESROSIERES, 1993) de la trajectoire sociale et professionnelle de demandeurs d'emploi qui recourent ou ont recouru à l'activité réduite. Cette modalité de recherche met l'accent sur l'expérience des acteurs qui, à travers leurs récits biographiques, peuvent mettre en lumière un certain nombre de motivations et de ressorts qui les ont conduits à la situation professionnelle dans laquelle ils se trouvent, ou se sont trouvés.

Dans le cadre de cette recherche², 36 entretiens semi-directifs ont ainsi été menés dans trois régions différentes. Malgré l'accord de principe des demandeurs d'emploi et la rigueur des protocoles mis en place par les agences quelques personnes ne se sont pas présentées le jour de l'entretien, ce qui réduit très légèrement le nombre de récits biographiques collectés. Les territoires explorés sont les suivants : Paris, la petite couronne, la Bretagne et la Picardie. Dans sa forme initiale, le projet souhaitait approcher plus particulièrement des demandeurs d'emploi (DE) qui résident dans des quartiers ségrégués (ZUS, ZRU, ZFU) afin d'analyser l'impact du territoire de résidence sur le recours à l'activité réduite (AR). Cette modalité a dû être abandonnée dans sa spécificité « *quartier bénéficiaire de la politique de la ville* » et a été remplacée par une notion de territorialité plus large, en l'occurrence la région et/ou le bassin d'emploi. En effet, la sélection des demandeurs d'emploi qui a été faite par les agences ne permet pas de prendre en compte l'impact de la ségrégation territoriale. En revanche, la diversité des territoires explorés (régions Île-de-France, Bretagne et Picardie) conduit à une analyse centrée sur l'impact du bassin d'emploi régional sur le recours à l'activité réduite³.

L'étude qualitative permet d'affiner et de compléter les résultats quantitatifs. Les profils rencontrés⁴ diffèrent en effet selon le niveau de formation, les caractéristiques sociodémographiques (le sexe, l'âge, la nationalité, enfants, la région de résidence, etc.), le niveau de qualification, la trajectoire professionnelle et le régime d'indemnisation. D'autres facteurs de distinction apparaissent dans les trajectoires professionnelles et personnelles des demandeurs d'emploi, que les données quantitatives ne révèlent pas : la situation financière et patrimoniale ; le statut marital, la situation du conjoint et les personnes à charge ; les « événements impactant la trajectoire » (santé, prison, accidents du travail, divorce, retrait de l'autorité parentale, addiction) ; le type de résidence et la mobilité (type de logement, quartier ségrégué, problème de déplacement) ; les facteurs possibles de discrimination (couleur de peau, religion, handicap) ; enfin la relation avec Pôle emploi. Nous exposons ici les premiers enseignements de notre enquête quant aux usages de l'activité réduite. Nous présentons les retours des enquêtés quant à la connaissance de l'activité réduite (1), puis nous questionnons l'hypothèse d'incitation financière du dispositif de cumul, et ainsi la distinction entre activité réduite subie et choisie (2).

2. Le travail de terrain a débuté en septembre 2014 et s'est achevé dans la seconde quinzaine d'août 2015.

3. La méthodologie de l'enquête de terrain est détaillée dans l'Annexe 2 de ce rapport.

4. Les caractéristiques des demandeurs d'emploi interrogés sont présentées dans le tableau 16 de l'Annexe 3 de ce rapport.

LA CONNAISSANCE DU DISPOSITIF « ACTIVITÉ RÉDUITE »

Nous cherchons à comprendre comment les demandeurs d'emploi définissent l'activité réduite, s'ils ont connaissance des dispositifs de cumul entre activité et allocation, ainsi que les modalités de la nouvelle convention.

Définir l'activité réduite

Notre enquête de terrain montre les difficultés à définir ce qui relève d'une activité réduite, non seulement au sein des demandeurs d'emploi, mais aussi au sein des agences et des conseillers de Pôle emploi. Usuellement, l'activité réduite est définie comme toute activité exercée par une personne tout en restant inscrit comme demandeur d'emploi. C'est notamment la définition fournie par Pôle emploi (UNEDIC, 2013). Cette activité peut être reprise ou conservée. Elle s'inscrit notamment dans le développement des formes particulières d'emploi et des situations entre chômage et travail aux frontières floues. Cette définition caractérise les demandeurs d'emploi inscrits dans les catégories B et C de Pôle emploi. L'activité réduite peut néanmoins être interprétée comme toute activité à caractère discontinu, à temps réduit et/ou en emploi temporaire, sans que le demandeur d'emploi continue d'être inscrit à Pôle emploi au même instant. En outre et surtout, l'activité réduite définit le cumul total ou partiel de l'allocation d'aide au retour à l'emploi⁵ (ARE) avec une rémunération issue d'une activité professionnelle (Unedic, 2013). Cette définition renvoie à l'activité réduite comme un dispositif d'incitation financière au retour à l'emploi.

Il ressort de notre enquête de terrain que les agences de Pôle emploi ont eu du mal à cibler les demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi en activité réduite. Les conseillers rencontrés définissent de différentes manières ce qui relève de l'activité réduite. Elle est souvent essentiellement synonyme du dispositif de cumul allocation-activité. De même, les demandeurs d'emploi interrogés caractérisent difficilement ce qui relève de l'activité réduite et ce qui n'en relève pas.

« L'activité réduite, ce qu'il y a, c'est que plusieurs fois, j'ai des emplois. Après, ça c'est... j'ai fait chômage, emploi, chômage, je n'ai fait que ça, quoi. » (John, 24 ans).

Connaissance du dispositif de cumul

Les demandeurs d'emploi allocataires de l'assurance chômage ne connaissent que très peu la possibilité de cumuler la rémunération de leur activité avec l'assurance chômage (ou une autre allocation).

« Normalement, il y a cinq mois. Ils ne m'ont payé qu'un mois. Mais après ils ont coupé, depuis là, dès qu'ils ont coupé, rien. » (Omar, 42 ans)

L'essentiel des demandeurs d'emploi interrogés n'ont pas été informés de leurs droits par leur conseiller Pôle emploi. *« J'ai su par moi-même et en écoutant les autres, mais ce n'est pas Pôle emploi. [...] Alors c'est sur le tas, c'est moi qui l'ai fait en écoutant les autres. En aucun cas je suis allé voir un conseiller. Les conseillers... » (Pierre, 36 ans)*

Pierre déclare notamment que le temps qui lui est consacré par les conseillers de Pôle emploi n'est pas destiné à l'aider dans sa recherche d'emploi ou à tout autre accompagnement.

« Non, je vous ai dit : moi, on m'a mis à part là. C'est comme si Pôle emploi, pour eux, j'ai un travail, c'est : « Démerdez-vous ». Je suis vraiment... [...] Non. Mais ce n'est pas eux qui vont me le dire parce qu'ils s'en foutent. Moi, j'ai beau essayé, des fois » (Julien, 42 ans)

Ils ont le plus souvent compris qu'ils disposaient d'un cumul qu'après avoir reçu la somme sur leur compte courant. Néanmoins, certains allocataires ont été informés de cette possibilité grâce à leurs amis et leur famille, voire des collègues.

Ils ne comprennent pas, pour la plupart, comment s'opère le calcul du montant de l'allocation qu'ils doivent toucher. *« Je ne sais pas, normalement c'était 500 et quelque chose. » (Julien, 42 ans).* Samba ne comprend pas notamment pourquoi dorénavant il ne touche plus rien, alors même qu'il touchait auparavant :

« Je suis rentré, j'ai déposé le dossier au Pôle emploi. Ils ont accepté. Ils m'ont dit, bon, j'ai droit à tel ou tel mois ou bien tel jour. [...] Par exemple, si les autres ils m'appellent, j'allais travailler, j'amène la fiche de paie et il fait le calcul... [...] Bon, il me dit, donc, si j'ai quelque chose, il me paie, si je n'ai rien, il me dit : « Je n'ai pas le droit ». Là, en ce moment-là, je fais 11 heures par semaine là. Mais quand j'amène la fiche de paie, il ne me donne rien. » (Samba, 50 ans).

5. Ce cumul est également possible avec une allocation de solidarité spécifique (ASS).

En outre, beaucoup ne connaissent pas la durée de leur indemnisation et le nombre de mois d'indemnisation qu'ils leur restent comme *Gbagbo qui déclare* : « [...] *Je n'en sais rien.* »

Cependant, certains allocataires sont mieux informés que les autres : les intérimaires, ceux qui sont passés par le régime de l'intermittence (Annexes 8 et 10) et/ou les plus diplômés. Ainsi, les intérimaires ont davantage été informés que les autres allocataires interrogés. Ils connaissent davantage le nombre de jours d'indemnisation qui leur reste.

« *Voilà. Ça dépend aussi du travail que tu as fait. Si tu as travaillé en plein temps, tu peux gagner ça. Si tu as travaillé en temps partiel, on peut pas te donner d'indemnisation, peut-être on peut te donner 28 euros par jour, ça dépend.* » (*Gbagbo, 50 ans*).

L'information a été transmise soit par des collègues, soit par l'agence de travail temporaire elle-même. Le personnel des agences d'intérim informerait les intérimaires des dispositifs existants en termes de cumul d'indemnisation.

Les seuils existants à la date de l'enquête sont également mal connus. Seuls certains demandeurs d'emploi, notamment les plus diplômés et/ou ceux qui sont passés par le régime de l'intermittence comprennent davantage le dispositif et les possibilités de cumul.

Connaissance de la nouvelle convention d'assurance chômage

Notre étude qualitative s'est déroulée avant et après la mise en œuvre de cette nouvelle convention. Nous avons cherché à interroger la prise en compte de cette modification chez les demandeurs d'emploi indemnisés (connaissance de cette nouvelle règle et modification de leur comportement en conséquence). Les entretiens effectués ont été réalisés avec des demandeurs d'emploi pas (ou peu) au courant de cette modification.

Aussi, très peu des demandeurs d'emploi interrogés ont eu connaissance et ont pu s'approprier les modifications apportées par la nouvelle convention d'assurance chômage. Les conseillers de Pôle emploi ont selon les entretiens très peu communiqué sur les nouvelles modalités de cumul de l'activité réduite.

La méconnaissance du dispositif et sa difficile appropriation par les demandeurs d'emploi indemnisés nous interrogent sur les hypothèses d'incitation financière largement évoquées dans la littérature économique afin de justifier ce dispositif.

L'HYPOTHÈSE D'INCITATION FINANCIÈRE EST-ELLE PERTINENTE ?

Nous cherchons à interroger, en mobilisant les entretiens réalisés, l'hypothèse d'incitation financière sur laquelle reposent les modèles afin d'évaluer le retour à l'emploi des bénéficiaires (Cahuc et Prost, 2015 ; Gurgand, 2002). Ces hypothèses conduisent à voir l'activité réduite essentiellement du point de vue du dispositif de cumul d'incitation financière au retour à l'emploi mobilisé par un individu - le demandeur d'emploi indemnisé - rationnel qui ferait un calcul coût avantage afin d'accepter un emploi (ou non).

Nous montrons ici à partir de nos entretiens que les activités réduites sont déclarées comme subies par la majorité des demandeurs d'emploi interrogés. Même si certains individus interrogés déclarent aujourd'hui pratiquer ses activités par choix, ils déclarent tous que cette situation a été au départ subie, si bien que c'est avec le temps qu'ils ont accepté et se sont approprié cette situation. Cette enquête de terrain souligne ainsi que la distinction entre activité réduite choisie et subie montre des limites à l'instar de celle sur les temps partiels.

Une activité prise par défaut

L'activité réduite est vue comme un moyen de subvenir à leurs besoins et un choix par défaut. Faute de mieux, autrement dit faute de ne trouver un emploi à plein temps, ils acceptent ce type d'activité, à temps partiel et/ou en contrat temporaire. Les entretiens mettent en évidence les difficultés à occuper des CDD d'usage, renouvelables à souhait. Le salarié est alors dépendant de ce renouvellement. Cette enquête de terrain montre aussi des emplois avec une durée du travail courte mais effectué le week-end. Ces demandeurs d'emploi interrogés déclarent pourtant tous rechercher activement un autre emploi.

« *Je fais la charge dans les bus-là (la Ratp). Recharge, gazoil. [...] Six heures et... non, cinq heures ... six heures samedi, dimanche cinq heures. Ça fait onze heures. [...] Ça fait bientôt trois ans, quatre ans. [...] Chaque mois c'est le renouvellement, chaque mois à partir du samedi, vendredi encore, il m'appelle pour que je continue. Chaque... [...] Quand j'ai trouvé là ça ne marchait pas, parce que la confection avant ça marchait très bien. Tant que vous travaillez vous gagnez, parce qu'on travaillait par pièce. à peu près... je gagnais beaucoup.*

Je gagnais 12 000, 12 500 francs français par mois à cette époque. [...] Depuis, je vous ai dit que ça fait un an que j'ai travaillé là. [...] Je n'ai jamais touché plus de 700 €, moins que 700 €... [...] Non, c'est parce que je n'arrive pas à trouver. [...] J'ai cherché partout, je n'arrive pas à trouver. [...]

J'ai cherché, j'ai cherché tous les jours, j'ai fait des CV, même à l'aéroport si vous allez là-bas, vous verrez mes CV là, tous les agences d'intérim-là. L'année passée, j'ai fait 47 CV. » (Samba, 50 ans).

« Pour le moment, je cherche quelqu'un qui me, quelqu'un qui me donne le travail l'après-midi ou quelqu'un qui me donne le temps complet, les deux. Mais je ne peux pas abandonner là-bas pour rien du tout. [...] Non, c'est-à-dire, moi ajouter, c'est juste pour vous dire je veux du travail. Je veux du travail pour gagner ma vie. C'est tout ce que je veux. Là où je suis, je ne fais que trois heures de temps ou même deux heures mais je veux... là où je veux faire au moins six heures de temps. Au moins six heures de temps. [...] Ils m'ont proposé d'attendre, d'attendre, et j'ai attendu deux ans, rien. Rien maintenant. Et peut-être ce n'est pas leur faute, je ne sais pas, je ne comprends pas mais j'ai beaucoup attendu, je n'ai pas eu de résultat, donc, vraiment j'ai envie de travailler plus. Voilà. [...] Voilà. Même si c'est... même jusqu'à la fin de la semaine, le samedi et dimanche, ou même le week-end, mais il me faut quelque chose pour compléter, pour avoir un peu de plus, voilà. » (Omar, 42 ans)

Une période longue sans emploi les amène à accepter cet emploi même s'il ne correspond pas à l'emploi qu'il recherche. Il se réduit le plus souvent à un emploi qui leur permet de subvenir à leurs besoins primaires. Elle se traduit souvent par du déclassement salarial subi.

« Voilà. Donc, comme ça, pour le moment, ça fait deux ans et demi. Contrat, CDI à trois heures de temps le matin. [...] Moi je n'ai pas choisi. C'est quelqu'un qui m'a appelé pour qu'on remplace. Ils m'ont proposé... parce que là je ne travaillais pas, j'étais à la maison. [...] Monsieur Omar, maintenant il n'y a pas beaucoup de choses à faire ici, il faut faire... vous avez juste deux heures de temps à faire ». J'ai déjà dit : « Vraiment je ne peux pas. Je ne peux pas continuer avec ce contrat-là. Je ne peux pas travailler deux heures de temps ». Ils m'ont dit : « Maintenant on fait comme ça, CDD mais on continue à te payer 500 et quelques, 500 à peu près, 580, 570, ça dépend quoi ». Vous voyez ? [...] Les trois heures. Je peux avoir 600 ou 620, ça dépend. » (Omar, 42 ans).

L'activité réduite est synonyme d'entrée dans la vie active pour certains demandeurs d'emploi interrogés et caractérise toute leur trajectoire. Elle se caractérise par l'enchaînement de plusieurs emplois temporaires, de petits boulots en CDD, intérim, contrats aidés et/ou à temps partiels.

« C'est vrai que j'ai galéré un peu au début. Je n'avais pas trop de sous. Après, j'ai fait une période de quatre mois au restaurant Les Drapiers. [...] C'était deux heures par ci, trois heures là. Et arrivé au mois de juillet-août, j'ai fait deux mois à Metro. Enfin le 15 juillet, j'ai commencé à Metro. [...] Je prenais tout ce qui se présentait dans le domaine, que je pouvais faire. Mais sur maçonnerie, je n'aurais pas accepté parce que je ne connais rien en maçonnerie. [...] Oui, je n'ai pas beaucoup travaillé, mais j'ai quand même bossé. Je ne profite pas des... comme certains fainéants, moi j'ai le RMI... le RSA, ça me suffit. [...] Le RMI, oui je l'avais eu. [...] Je suis toujours inscrit. Je suis toujours inscrit au Pôle emploi. » (Nicolas, 37 ans).

Cette activité prise par défaut risque de les éloigner de leur qualification et de leur spécialité initiale. Elle peut être synonyme de déclassement professionnel et/ou de déclassement scolaire.

« Ici. Pour essayer de joindre les deux bouts. Et sincèrement, je suis en train de dévier ma profession en faisant la sécurité, la paix et tout et tout mais je n'ai pas le choix. Mais je souhaiterais vraiment faire des études universitaires même que ça soit payé ou pas... » (Gbagbo, 50 ans)

Peut-on réellement parler d'activité réduite « choisie » ?

Les intermittents du spectacle, ou ceux qui sont passés par ces annexes 8 et 10, mobilisent l'activité réduite afin de poursuivre leur activité par nature discontinue. Par l'expérience, certains apprennent qu'afin de « rester dans le milieu », il faut pouvoir accéder au régime de l'intermittence.

« Oui, avec les cachets que tu vas avoir tu vas être intermittent. Donc pour pouvoir préparer ça, le 31 août, comme mon contrat finissait au mois de septembre 2008 je vais à Pôle emploi, je vais m'inscrire pour pouvoir être inscrit quelque part. Pour toucher mes indemnités de chômage en tant que du Théâtre d'or et dans l'idée de préparer mon intermittence. Toujours cette idée de préparer l'intermittence. Et je me retrouve à mi-temps, ou avec on va dire un non-plein temps, je cherche une autre compagnie qui pourrait me prendre au cachet et

avoir un temps plein. Et je trouve théâtre Amazone, donc on a un entretien justement à Pôle emploi qui est au Rue de Maltes qui est spécialisé emploi. » (Pierre, 36 ans)

Cependant, l'un des enquêtés ne parvient pas à se maintenir dans ce statut faute de cachets suffisants. Le dispositif de cumul d'une activité réduite au sein du régime général leur permet néanmoins d'éviter d'accepter un emploi alimentaire et de poursuivre dans son métier.

« [...] Voilà, il faut trouver quelque chose d'autre parce que les cachets – je n'ai pas réussi à avoir l'intermittence, mais ça entretenait mon chômage – donnés, entre guillemets, « à Pôle emploi » ça me faisait cinq jours de chômage supplémentaire dans le mois. Et comme il y a eu ce problème avec City One et que je ne voulais absolument plus y retourner et c'est toujours quelque part dans ma tête même encore maintenant, donc j'entretiens mon chômage. Maintenant je pense, enfin depuis 2008, je pense comme un intermittent et j'entretiens mon chômage. Tout ce que je peux déclarer... » (Pierre, 36 ans).

Par l'expérience et la socialisation du milieu, il apprend à mobiliser ces dispositifs et à en comprendre les règles, cela afin de poursuivre leur activité. *« Non, je découvre sur le terrain, je le découvre quand je sors du Théâtre d'or en 2008. J'ai une expérience passée en perdant mes droits Assédic suite à mon expérience. En étant confronté à City One, je prends conscience que je travaille, enfin qu'il faut que je pense d'une manière financière comme un intermittent, donc je laisse toujours mes droits ouverts. » (Pierre, 36 ans).*

L'activité réduite est aujourd'hui perçue comme *« choisie »*. *« Et j'ai eu le malheur de leur dire que je faisais du mi-temps et que j'y ai pris goût. [...] Oui, parce que tous les samedis matin je fais de l'aviron. J'ai repris la broderie, cet après-midi j'ai un cours de broderie. [...] Moi j'ai besoin de mi-temps. [...] » (Pierre, 36 ans, Bac+5, Paris).* Elle permet d'effectuer des multiples activités, de se former et permet à l'individu d'occuper une diversité de métiers. Les personnes qui ont connu ce type de trajectoires ont un niveau de diplôme élevé et travaillent dans des secteurs bien précis. Pierre souligne notamment que c'est aujourd'hui parce qu'il occupe des activités *« réduites »* qu'il a pu effectuer divers métiers : *« Oui ça va des relations de presse à depuis maintenant la production, j'aime moins la production. Je préfère les relations publiques, les relations de presse et le graphisme, enfin chargé de com plus communication*

qu'administration de production. Je fais de la com, mais parce que à l'heure actuelle il n'y a que ça qu'on recherche. Et sinon et bien c'est l'artiste, modèle vivant et...[...] Ça c'est aussi grâce au mi-temps. [...] Vous verrez le chômage, Pôle emploi ce sera des outils, des moyens. Et je vous dis, il faut que je compose avec pour avoir une belle vie. » (Pierre, 36 ans).

Même si l'activité réduite au départ est désormais *« acceptée »*, elle a été subie au départ (cf. **Tableau 16, Annexe 3**). Les premières années de vie active ont été synonymes d'emplois précaires et de stages alors même que l'objectif de cette personne est d'accéder à un emploi stable, promesse de l'école qu'elle a effectuée. La nécessité économique l'amène à accepter ces postes, compte tenu notamment du crédit étudiant à rembourser afin de financer ces frais de scolarité. *« Oui à plein temps avec cette idée comme je vous ai dit à Science com où on me disait : « Ne t'inquiète pas, tu vas retrouver du travail, tu seras payé au minimum 2 000 euros. Si, mais en cumulant deux postes, voilà. Et voilà, avec la culture je savais... Enfin je ne suis pas candide, je savais que les choses allaient être un peu difficiles effectivement. [...] Alors les stages j'ai un peu tout connu, en tant que journaliste je n'ai pas été payé, mais je suis reparti avec des livres merveilleux quand je faisais les éditions avec du papier graphique enfin bon la totale. Voilà, en nature. Quand j'étais dans la mode, j'ai eu un chèque de 400 euros pour mon stage. Elle m'a dit « Écoute, là on ne pourra pas te payer, mais tu es nourri, logé et blanchi. C'est un avantage, si tu as besoin de retourner sur Nantes, on te paie ton transport. [...] Alors c'est très lié. L'activité réduite m'a poussé à avoir des activités annexes parce que les finances et parce que le crédit. Et depuis que cette épée Damoclès est partie, l'activité réduite « me permet », entre guillemets, de vivre et d'être moi. » (Pierre, 36 ans.).*

Le cumul allocation-activité : un moyen de subsistance

Les allocataires expriment tous le souhait de pouvoir vivre sans leur indemnisation, même si cette dernière leur permet de subvenir à leurs moyens. *« Parce qu'en fait, même, c'est pas le chômage qui m'intéresse... Mais comme... quand tu n'as pas de boulot, il faut que tu arrives à... Il faut qu'on te donne ça pour quand même survivre, c'est pour cela que je prends ça. Sinon, mes ambitions, c'est de travailler tous les jours. [...] L'allocation de retour à l'emploi, bon, ça m'a aidé parce que si je n'avais pas ça, comment j'allais faire pour vivre. » (Gbagbo, 50 ans).*

Tous les demandeurs d'emploi interrogés expriment un désir de stabilité et la volonté de pouvoir vivre de leur travail.

Un besoin de stabilité

La quasi-totalité des demandeurs d'emploi interrogés désirent un emploi non seulement à durée indéterminée mais aussi à temps plein.

« Non. Moi, je ne veux pas... Moi ce que je souhaite à l'heure d'aujourd'hui c'est décrocher un CDI. [...] Non, mais in CDI à temps complet. Je veux dire que je vais tous les jours au même emplacement de travail, que je ne vais pas me promener à droite et à gauche, que j'ai mon travail dans une entreprise fixe. Je n'ai pas besoin de courir à droite et à gauche, que je travaille du lundi au vendredi. Même s'il faut travailler le samedi, on s'en fout. Moi, les heures, ça ne m'a jamais fait perdre ma vie, à 43 ans ça ne va pas me faire peur. Ça je m'en fous. Du moment que j'ai un travail dans une boîte, dans une entreprise. » (Julien, 42 ans). Même si le contrat est un CDI, il est donc vu comme précaire.

Certains demandeurs d'emploi, notamment certaines mères de famille monoparentale désirent un emploi à temps partiel long. Cela, afin de garder leurs enfants et pour ainsi faire face au coût élevé des modes de garde. Ce temps partiel doit leur permettre néanmoins de subvenir aux besoins de leur famille. Ainsi, elles réclament de travailler plus de 20h, et avant tout d'avoir des horaires réguliers sans travail le week-end (notamment le dimanche et en soirée). La flexibilité des horaires (le travail de nuit, en soirée et les week-ends) n'est pas voulue et les met dans des situations difficiles en termes de modes de garde alors même que ces personnes sont à temps réduit.

« La misère du monde »

La quasi-intégralité des demandeurs d'emploi interrogés (34 sur 36) expriment de lourdes difficultés à régler les charges de base. L'un d'eux nous a exposé ses graves difficultés à payer son chauffage, notamment son électricité, qui représente un coût important vu ses revenus. « On m'a envoyé 1300 et quelques à payer supplémentaires. On est dans la merde. [...] Madame. Je n'ai pas le choix, je suis obligé de m'accrocher pour les enfants, pour qu'ils étudient et tout ça. » (Samba, 50 ans).

L'absence d'emploi stable à plein temps constitue un frein à leurs projets familiaux. « Oui, on a des projets ensemble. Tous les projets qu'on ne voulait pas... Là, on voulait faire un mariage, machin et tout. [...] c'est que c'est un projet qu'on a reculé au mois de juin 2014, on a

reculé à 2015. [...] On avait prévu de se marier et tout, et on a eu le logement. Moi, j'ai dit : je me marierai dès que j'aurai un boulot stable, que je me lève tous les matins, je sais où je vais. Je n'ai pas besoin d'aller chez un tel viens là-bas, viens par-là. Que j'aie vraiment un truc stable. Et pour l'instant on recule, à chaque fois on recule. » (Julien, 42 ans).

CONCLUSION

Notre enquête de terrain s'est donc appuyée sur une quarantaine d'entretiens semi-directifs effectués dans différents bassins d'emploi. Elle a été menée dans trois régions différentes en termes sectoriels et de pratique de l'activité réduite : la Bretagne, la Picardie et l'Île-de-France. Les résultats de nos analyses confirment que la région et le bassin d'emploi influent sur le type d'activité effectuée par les demandeurs d'emploi. L'enquête de terrain nous a permis de mieux comprendre les motivations du recours à une activité réduite. Les caractéristiques sociodémographiques sont importantes dans l'analyse des déterminants et des usages de l'activité réduite, mais il est également important de prendre en compte d'autres éléments comme les accidents de la vie, les discriminations, la situation financière du foyer, les problèmes liés à la mobilité ou encore les problèmes de santé. Nous avons souvent constaté des situations de cumul d'handicaps (physiques, sociaux, professionnels).

Notre analyse qualitative montre que la notion d'activité réduite est très mal connue par les demandeurs d'emploi, ainsi que les modalités possibles de cumul avec leur allocation et la rémunération de leur activité. Notre enquête relativise la distinction entre activité réduite subie et activité réduite « choisie ». Seuls très peu de demandeurs d'emploi interrogés se sont appropriés ce dispositif avec le temps (les plus diplômés et ceux qui travaillent dans certains secteurs particuliers, notamment des personnes qui sont déjà passées par l'intermittence). Même pour ces quelques personnes, la pratique des activités réduites s'est toujours faite de manière subie au départ de leur trajectoire professionnelle. Il semble donc que l'hypothèse d'incitation financière soit à relativiser. Le cumul, lorsqu'il a lieu, est souvent connu a posteriori et constitue un moyen de subvenir à des besoins primaires. L'activité réduite a souvent conduit, lorsque son recours est durable, à des situations de déclassement professionnel et/ou scolaire, accompagné

très souvent d'un déclasserment social et d'une dégradation de leur situation financière.

La recherche d'un emploi stable le plus souvent à temps plein - qui leur permette de vivre de leur travail - reste la priorité des demandeurs d'emploi rencontrés. Ces entretiens révèlent une part de la « Misère de France ». Par la suite, nous mobilisons nos entretiens afin de mieux éclairer les parcours biographiques des demandeurs d'emploi en fonction de leurs caractéristiques. Nous nous appuyons sur une typologie des trajectoires des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite afin de prendre en compte l'ensemble des épisodes des individus suivis. Cette analyse longitudinale, qui s'appuie sur une méthode

d' « *optimal matching* », permet de mobiliser le panel construit, cela afin de mettre en évidence des groupes de trajectoires types en fonction du recours plus ou moins durable à une activité réduite et la sortie vers un emploi lui-aussi plus ou moins durable. Il s'agit aussi de mesurer l'effet des caractéristiques individuelles sur le recours plus ou moins durable ou répétée au fil du temps d'une activité réduite. Cette analyse est donc couplée à notre enquête de terrain qui permet d'éclairer les différentes trajectoires par les parcours biographiques des demandeurs d'emploi en fonction de leurs caractéristiques. Cette analyse croisée quantitative et qualitative est donc développée dans la partie 3.

LES TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI : UNE ANALYSE CROISÉE QUANTITATIVE ET QUALITATIVE

La construction d'une typologie nous permet de mettre en évidence les diversités des pratiques qui sont liées au passage par l'activité réduite, tout en prenant en considération les caractéristiques sociodémographiques et professionnelles associées aux différents types de trajectoires. L'approche longitudinale nous permet de saisir de manière plus fine les temporalités des trajectoires des demandeurs d'emploi ayant eu recours à l'activité réduite et d'analyser les déterminants des trajectoires qui s'accompagnent d'un retour à l'emploi et ceux des trajectoires qui se caractérisent par un passage durable au chômage, en prenant soin de distinguer au sein de cette dernière catégorie les demandeurs d'emploi ayant eu recours ponctuellement à l'activité réduite et ceux qui ont eu recours à l'activité réduite de manière prolongée.

Pour ce faire, nous utilisons une méthode d'« *optimal matching*⁶ » sur le panel idiosyncrasique constitué à partir des données du FH-D3 et des DPAE (voir partie 1), afin de retranscrire *a posteriori* les trajectoires de demandeurs d'emploi ayant eu recours à l'activité réduite. Notre échantillon est ainsi constitué des trajectoires des demandeurs d'emploi s'inscrivant entre janvier et mars 2012 à Pôle emploi en France métropolitaine, et ayant eu recours à l'activité réduite au moins une fois durant les douze premiers mois d'inscription en tant que demandeur d'emploi à Pôle emploi ($t+12$). Nous les suivons jusqu'en décembre 2013, et nous considérons leurs passages par les différentes catégories de demandeurs d'emploi, ainsi que leur potentielle sortie du chômage via l'obtention d'un emploi temporaire (CDD/CTT) ou d'un CDI. Cette variable d'intérêt créée à partir des informations du FH de Pôle emploi et des DPAE permet de connaître à chaque instant t (ici chaque mois) si le demandeur d'emploi est inscrit dans une des catégories de Pôle emploi, en particulier s'il effectue une activité réduite tout en étant encore inscrit à Pôle emploi (catégories B et C en spécifiant le seuil des 110 heures), ou s'il sort des fichiers de Pôle emploi.

Dans ce dernier cas, nous pouvons : (1) soit le repérer grâce aux DPAE, il peut soit être en CDD/CTT ou soit en CDI ; (2) soit l'individu ne se trouve ni dans le FH, ni dans les DPAE, dans ce cas, il peut être inactif, chômeur non inscrit à Pôle emploi ou salarié, notamment chez un particulier-employeur⁷. L'objet de cette partie est de mettre en évidence des trajectoires de « différentes qualités » plus ou moins marquées par une activité réduite durable et de mettre en évidence si les caractéristiques des demandeurs d'emploi influent sur leur trajectoire.

De plus, nous cherchons à montrer que l'analyse quantitative est un élément qui permet certes de mieux comprendre des déterminants du recours à l'activité réduite et des trajectoires des demandeurs d'emploi, mais qu'elle peut se nourrir également d'une analyse qualitative. Nous mobilisons pour cela les entretiens menés dans le cadre de notre enquête de terrain, afin d'éclairer par des monographies les différents groupes identifiés par l'analyse de séquences d'une part, et d'affiner l'analyse des déterminants au recours à l'activité réduite par d'autres facteurs mis en évidence par cette enquête.

6. La méthodologie est détaillée dans l'Annexe 4.

7. Les particulier-employeurs n'ont pas l'obligation de déclarer l'embauche de leur(s) salarié(s), si bien qu'ils ne sont pas référencés dans les DPAE.

Nous présentons dans un premier temps la construction des différents types de trajectoires par le biais de l'analyse de séquences. Une fois ces trajectoires identifiées, il nous est alors possible d'étudier les différences entre celles qui amènent à un retour à l'emploi et celles qui se caractérisent par un passage plus durable en tant que demandeur d'emploi, en général, et par l'activité réduite en particulier. Il faut noter que le retour à l'emploi ne signifie par une sortie durable du chômage. Nous nous proposons ensuite d'étudier l'effet des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles sur les différents groupes de trajectoires identifiés en mobilisant un modèle logit multinomial. Nous enrichissons ces résultats par ceux de notre enquête de terrain afin de mieux comprendre ce qui détermine le recours à l'activité réduite. Notre objectif est ainsi de comprendre si certaines caractéristiques se dégagent afin d'expliquer « l'appartenance » à une trajectoire plus ou moins marquée par l'activité réduite, par un chômage de longue durée, ou par une sortie du chômage en emploi temporaire ou non.

TYOLOGIE DES TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI PASSANT PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE

Notre panel nous permet de suivre les demandeurs d'emploi de France métropolitaine de janvier 2012 à décembre 2013. Nous suivons les individus qui se sont inscrits à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant connu au moins un épisode d'activité réduite durant les douze premiers mois d'activité réduite. Ce panel est ainsi constitué de 46 492 trajectoires (une trajectoire correspond à un individu observé).

Les états qui composent nos trajectoires sont les suivants :

- (1) catégorie A (demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, sans emploi) ;
- (2) catégorie B (demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, ayant exercé une activité réduite courte, *i.e.* de 78 heures ou moins au cours du mois) ;

- (3) catégorie C1 (demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, ayant exercé une activité réduite longue, *i.e.* plus de 78 heures au cours du mois avec une limite de 110 heures) ;
- (4) catégorie C2 (demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, ayant exercé une activité réduite longue, *i.e.* de plus de 110 heures au cours du mois) ;
- (5) catégorie D (demandeurs d'emploi non tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, en raison d'un stage, d'une formation, d'une maladie, etc., sans emploi) ;
- (6) catégorie E (demandeurs d'emploi non tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, en emploi, par exemple les bénéficiaires de contrats aidés),
- (7) contrat à durée déterminée (CDD) ou contrat de travail temporaire (CTT) ;
- (8) contrat à durée indéterminée (CDI) ;
- (9) état manquant : ces individus peuvent avoir retrouvé un emploi (par exemple salarié chez un particulier employeur), être devenus inactifs ou actifs inoccupés sans être inscrits à Pôle emploi.

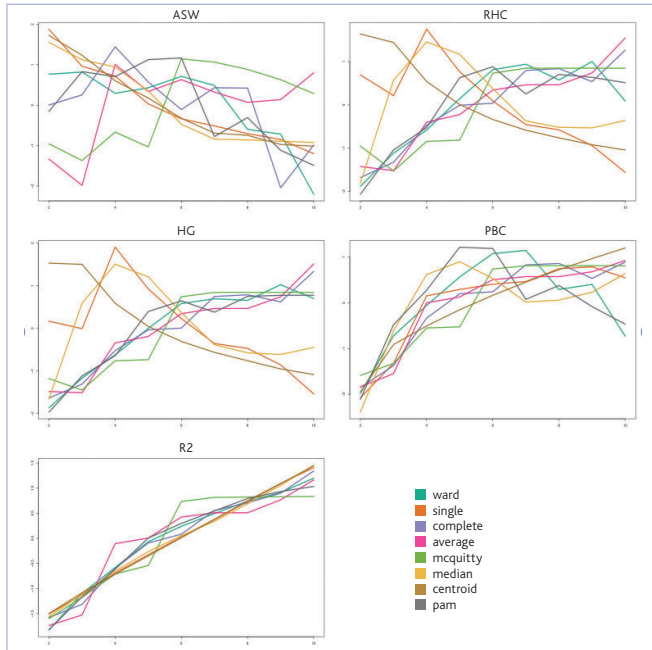
La typologie⁹ retenue a été construite à l'aide de l'algorithme PAM en six groupes (*cf.* Annexe 4 pour la méthodologie employée). Nous reportons sur la figure 1 l'évaluation de notre classification par différentes mesures de qualité. Chaque sous-figure correspond à une mesure de qualité et indique la pertinence statistique des différents algorithmes en fonction du nombre de groupes composant la typologie (de 2 à 10 groupes). L'analyse des différentes sous-figures, c'est-à-dire l'évaluation des algorithmes de classification par chacune des mesures de qualité, conduit à des recommandations différentes, tant en termes de choix d'algorithme de classification qu'en termes de détermination du nombre de groupes composant la typologie.

8. Nous avons fait le choix de scinder les catégories C (C1 et C2) en deux afin de prendre en compte l'effet de seuil des 110 heures, qui conduit les demandeurs indemnisés par l'assurance chômage à ne plus percevoir d'allocation d'aide au retour l'emploi le mois où leur activité réduite dépasse le seuil des 110 heures.

9. Nous avons agrégé les séquences identiques en suivant la méthode décrite dans STUDER (2013). La typologie est obtenue sur un échantillon contenant 41 985 séquences représentatives, pondérées par leurs fréquences d'apparition.

FIGURE 1

ÉVOLUTION DES MESURES DE QUALITÉ SELON LE NOMBRE DE GROUPES POUR DIFFÉRENTS ALGORITHMES DE CLASSIFICATION

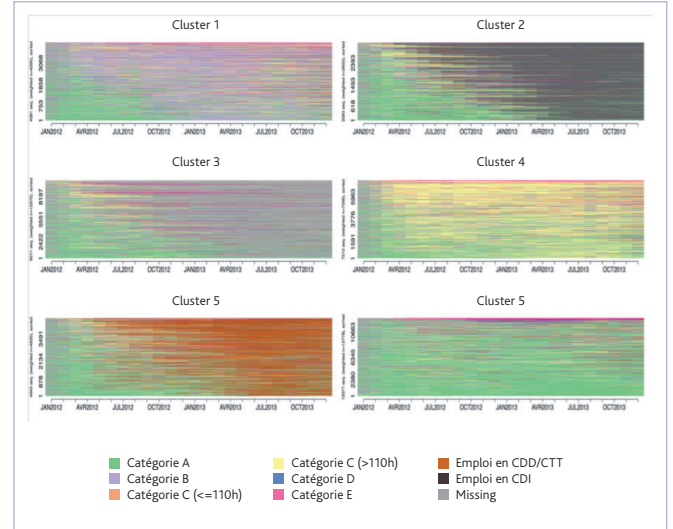


CHAMP DE L'ÉTUDE : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs. La figure 2 présente les six groupes de cette typologie des trajectoires des demandeurs d'emploi ayant eu recours à l'activité réduite. Pour chaque groupe, nous représentons en ordonnée les trajectoires individuelles et en abscisse l'axe temporel. La durée passée dans chaque état par l'individu moyen du groupe considéré est reportée sur la figure 3 (en nombre de mois) et dans le tableau 5 (en pourcentage).

FIGURE 2

TYPOLOGIE DES TRAJECTOIRES DES DEMANDEURS D'EMPLOI AYANT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE

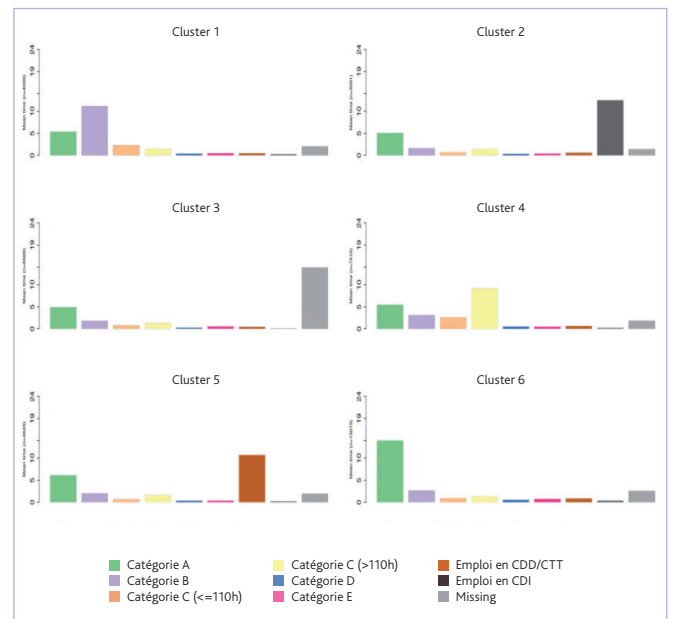


CHAMP DE L'ÉTUDE : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

FIGURE 3

DURÉE PASSÉE DANS CHAQUE ÉTAT PAR INDIVIDU MOYEN



CHAMP DE L'ÉTUDE : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

TABLEAU 5

CARACTÉRISTIQUES DES DEMANDEURS D'EMPLOI AYANT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE

ÉTATS	GRUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GRUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GRUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GRUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GRUPE 5 : trajectoires vers un CDD/ CTT	GRUPE 6 : trajectoires en catégorie A	ENSEMBLE
	(9%)	(8%)	(27%)	(16%)	(10%)	(30%)	
Répartition des états							
Catégorie A	22	20	18	23	25	59	32
Catégorie B	48	6	7	13	8	11	13
Catégorie C < 110 h	9	3	3	11	3	4	5
Catégorie C > 110 h	6	5	5	38	7	5	11
Catégorie D	2	1	1	2	1	2	2
Catégorie E	2	1	2	2	2	4	2
Emploi en CDD/CTT	2	2	1	3	46	3	7
Emploi en CDI	1	56	0	1	1	1	5
NA	8	6	63	8	8	10	23

CHAMP DE L'ÉTUDE : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

Le premier groupe de la typologie (représentant 9 % de l'échantillon) est composé principalement des trajectoires des individus qui sont durablement en activité réduite courte (catégorie B). Certains connaissent des déviations – cependant limitées – par rapport à cette norme, notamment via un passage en catégorie A. La catégorie B représente 48 % de l'ensemble des états composant les trajectoires de ces individus.

Le deuxième groupe (8 % de l'échantillon) correspond aux trajectoires des individus passant par l'activité réduite très rapidement, s'inscrivant généralement quelques mois également en catégorie A, qui retrouvent un emploi stable à durée indéterminée (principalement entre les mois d'avril 2012 et d'avril 2013). Le CDI représente 56 % de l'ensemble des états de ce groupe. Le troisième groupe (27 % de l'échantillon) regroupe les individus qui ne sont plus ni dans le FH-D3 ni dans les DPAE. Ces individus peuvent donc être salariés, par exemple chez un particulier employeur, être inactifs ou chômeurs non-inscrits à Pôle emploi. Outre le passage par l'activité réduite, les personnes de ce groupe peuvent connaître un épisode en tant que chômeur de catégorie A avant de disparaître de notre échantillon. 63 % des états composant les trajectoires des personnes de ce groupe apparaissent comme manquants.

Le quatrième groupe (totalisant 16 % de l'échantillon) regroupe les trajectoires des demandeurs d'emploi

inscrits durablement en activité réduite longue à un volume horaire supérieur à 110 heures par mois (38 % des états des trajectoires des demandeurs d'emploi de ce groupe de catégorie C > 100 heures). C'est ce groupe qui connaît le plus de diversité, caractérisé par des passages dans d'autres catégories A (23 % des trajectoires) B (13 %) et C moins de 110 heures (11 %) principalement.

Le cinquième groupe (10 % de l'échantillon) est celui des demandeurs d'emploi passant par l'activité réduite qui trouvent ensuite un CDD ou un CTT. De la même manière que les personnes qui trouvent un CDI à la suite d'un passage par l'activité réduite, ceux qui trouvent un CDD ou un CTT le trouvent entre avril 2012 et avril 2013. Globalement, les individus de ce groupe restent en CDD/CTT jusqu'à la fin de la période où on les observe (décembre 2013). Le CDD/CTT représente 46 % de l'ensemble des états composant les trajectoires de ces individus ; cet ordre de grandeur est comparable à celui valable pour les personnes du groupe 1, en CDI.

Le dernier groupe (totalisant 30 % de l'échantillon), le plus nombreux, est composé des séquences des individus passant par l'activité réduite mais étant durablement inscrits en tant que demandeurs d'emploi de catégorie A. La catégorie A représente 59 % de l'ensemble des états composant les trajectoires des individus de ce groupe.

Notre typologie nous permet de fixer des ordres de grandeurs quant aux différents types de trajectoires des demandeurs d'emploi étant passés par l'activité réduite : 20 % de ces trajectoires sont ainsi des trajectoires de sortie du chômage pour un retour à l'emploi, via l'obtention d'un CDI ou d'un CDD ; 25 % sont des trajectoires longues de recours à l'activité réduite ; 30 % sont des trajectoires durables de chômage, mais cette fois-ci en catégorie A majoritairement ; et enfin, 27 % sont des trajectoires d'individus qui ne sont plus

recensés dans le FH-D3 ni dans les DPAE (ils peuvent alors avoir retrouvé un emploi chez un particulier employeur, être devenu inactifs ou actifs inoccupés sans être inscrits à Pôle emploi), rappelant tout l'intérêt de disposer d'enquêtes qualitatives complémentaires afin de comprendre qui sont les individus qui n'apparaissent plus dans nos bases de données. Les caractéristiques des demandeurs d'emploi de ces personnes sont reportées dans le [tableau 6](#).

TABLEAU 6

CARACTÉRISTIQUES DES DEMANDEURS D'EMPLOI AYANT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE

ÉTATS	GRUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GRUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GRUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GRUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GRUPE 5 : trajectoires vers un CDD/ CTT	GRUPE 6 : trajectoires en catégorie A	ENSEMBLE
	(9%)	(8%)	(27%)	(16%)	(10%)	(30%)	
Age							
Moins de 25 ans	17	21	31	22	35	27	27
Entre 25 et 49 ans	64	71	61	67	60	63	63
50 ans et plus	19	7	8	11	5	10	10
Sexe							
Masculin	33	51	46	53	59	53	50
Féminin	67	49	54	47	41	47	50
Nationalité							
Française	87	91	88	87	92	87	88
Étrangère	13	9	12	13	8	13	12
Situation matrimoniale							
Célibataire	44	51	58	51	64	57	55
Divorcé, veuf	11	7	6	8	5	8	7
Marié, concubinage	46	41	36	42	31	34	37
Nombre d'enfants							
Pas d'enfant	55	62	69	61	72	77	65
1 ou 2 enfant(s)	33	31	24	30	23	26	27
3 enfants	12	7	7	9	5	8	8
Handicap							
Oui	4	2	2	2	2	4	3
Non	96	98	98	98	98	96	97
Région							
Alsace-Champagne-Ardenne-Lorraine	8	8	8	8	8	9	8
Aquitaine-Limousin-Poitou-Charentes	10	9	9	10	10	9	9
Auvergne-Rhône-Alpes	12	12	13	12	15	12	12
Bourgogne-Franche-Comté	3	3	4	5	4	4	4
Bretagne	6	5	6	6	6	5	6

Caractéristiques individuelles (%)	GRUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GRUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GRUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GRUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GRUPE 5 : trajectoires vers un CDD/ CTT	GRUPE 6 : trajectoires en catégorie A	ENSEMBLE
	(9%)	(8%)	(27%)	(16%)	(10%)	(30%)	
Centre-Val de Loire	5	4	4	4	4	5	4
Corse	0	0	0	0	0	0	0
Île de France	18	24	18	14	16	17	17
Languedoc-Roussillon- Midi-Pyrénées	10	8	9	9	9	19	9
Nord-Pas-de-Calais- Picardie	10	8	8	10	9	10	9
Normandie	7	4	5	6	6	5	5
Pays de la Loire	6	5	6	8	7	6	6
Provence-Alpes-Côte d'Azur	8	8	9	7	7	9	8
Formation							
Aucun diplôme	5	2	3	4	2	4	4
Certificat d'étude primaire (CEP); collège, y compris BEPC	13	6	9	10	8	12	10
Seconde, première	2	1	2	2	1	2	2
CAP, BEP	36	30	32	39	38	40	36
BAC	21	22	25	23	24	22	23
BAC +2	10	18	13	12	15	10	12
BAC +3 et plus	13	21	16	10	13	10	13
Qualification							
Manœuvres, Ouvriers spécialisés et Ouvriers qualifiés	16	14	18	30	27	26	23
Employés non qualifiés	24	13	21	17	17	22	20
Employés qualifiés	49	47	46	42	41	41	44
Techniciens et agents de maîtrise	7	12	9	8	10	6	8
Cadres	4	14	6	3	4	5	5
Motif d'inscription							
Licenciement économique	4	4	2	4	3	3	3
Autre licenciement	15	16	9	11	9	13	12
Démission	5	5	6	5	5	4	5
Rupture conventionnelle	8	13	5	6	6	7	7
Fin de contrat aidé ou à dure déterminée	27	33	30	29	34	27	30
Fin d'intérim	5	5	8	14	14	8	9
Primo arrivant	5	3	9	5	5	7	6
Fin de maladie, maternité	2	2	2	2	2	2	2
Fin d'activité non salarisée	1	1	1	1	1	1	1
Sortie de stage	1	1	1	1	1	1	1
Autres cas	26	17	26	21	20	26	24

Caractéristiques individuelles (%)	GROUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GROUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GROUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GROUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GROUPE 5 : trajectoires vers un CDD/ CTT	GROUPE 6 : trajectoires en catégorie A	ENSEMBLE
	(9%)	(8%)	(27%)	(16%)	(10%)	(30%)	
Type d'indemnisation							
Allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE)	53	64	32	58	60	48	48
Autres assurances	1	2	1	2	2	1	2
Régime de Solidarité (ASS, etc.)	2	1	1	2	1	2	2
Autres	0	0	0	0	0	0	0
Non indemnisé	44	32	65	38	36	48	48
RSA							
Oui	9	5	6	7	6	10	8
Non	91	95	94	93	94	90	92
Régime d'assurance chômage							
Régime général	49	66	32	47	54	45	45
Régime particulier dont :							
Intérim	5	5	4	15	14	7	8
Intermittent	2	0	0	1	0	0	0
Autres (y compris inconnus)	43	29	63	37	33	48	47

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10^e et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs

CHAMP DE L'ÉTUDE : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

NOTE DE LECTURE : Parmi les demandeurs d'emploi appartenant à une trajectoire marquée par une activité réduite courte durable (groupe 1), 19 % sont âgés de 50 et plus.

Les groupes 2 et 5 (totalisant un peu moins de 20 % de l'échantillon) correspondent aux trajectoires des individus qui sont passés par l'activité réduite et qui ont retrouvé un emploi par la suite, que ce soit en CDI (groupe 2) ou en CDD/CTT (groupe 5). La plupart des demandeurs d'emploi de ces groupes ont, en plus d'être passés par l'activité réduite, été inscrits en tant que demandeurs d'emploi de catégorie A avant de retrouver un emploi. Les personnes qui retrouvent un CDI sont en moyenne moins nombreuses à avoir moins de 25 ans (21 % dans le groupe 2 contre 27 % en moyenne), alors que ceux qui retrouvent un CDD sont au contraire plus nombreuses à avoir moins de 25 ans (35 % dans le groupe 5) et beaucoup moins nombreuses à avoir plus de 50 ans (5 % contre 10 % en moyenne). Les demandeurs d'emploi passés par l'activité réduite sont en moyenne plus nombreux à être de nationalité française (respectivement 91 % et 92 % dans les groupes 2 et 5 contre 88 % en moyenne), de sexe masculin (respectivement 51 % et 59 % dans les groupes 2 et 5 contre 50 % en moyenne).

Les individus qui retrouvent un CDD/CTT sont plus nombreux à être célibataires et à ne pas avoir d'enfants que ceux qui retrouvent un CDI ou que ceux composant l'échantillon (respectivement 64 % et 72 % dans le groupe 5 contre 51 % et 62 % dans le groupe 2 et 55 % et 65 % en moyenne). Ceux qui retrouvent un CDI sont également plus nombreux en moyenne à être installés en région parisienne (24 % contre 17 %). Ces individus possèdent en moyenne un plus haut niveau de formation (respectivement 61 % et 52 % des individus des groupes 2 et 5 ont au moins le niveau BAC contre 48 % en moyenne). Cela va de pair avec le fait que ceux qui ont retrouvé un CDI ont une qualification plus élevée (on dénombre 14 % de cadres dans le groupe 2 contre 5 % en moyenne). Contrairement aux demandeurs d'emploi des autres groupes, ils sont plus nombreux à entrer au chômage en raison de la fin d'un contrat aidé ou à durée déterminée (respectivement 33 % et 34 % dans les groupes 2 et 5 s'inscrivent pour ce motif contre 30 % en moyenne) ; les individus retrouvant un emploi en CDI sont par ailleurs plus

nombreux à s'inscrire au chômage en raison d'une rupture conventionnelle (13 % contre 7 % en moyenne). Ils sont également plus nombreux en moyenne à être affiliés au régime général (respectivement 66 % et 54 % pour les demandeurs d'emploi des groupes 2 et 5 contre 45 % en moyenne) et notamment à percevoir une allocation d'Aide au retour à l'emploi (respectivement 64 % et 60 % dans les groupes 2 et 5 contre 48 % en moyenne).

Les groupes 1 et 4 (25 % de l'échantillon) correspondent aux individus passant durablement en activité réduite (principalement en catégorie B pour les individus du groupe 1 et en catégorie C > 110 heures pour les individus du groupe 4). Les individus des groupes 1 et 4 sont en moyenne plus âgés que les autres (ils sont respectivement 19 % et 11 % à avoir plus de 50 ans contre 10 % en moyenne). C'est dans le groupe 1 (activité réduite courte) que les femmes sont les plus nombreuses (67 % contre 50 % en moyenne). En moyenne, les demandeurs d'emploi des groupes 1 et 4 sont également plus nombreux à être mariés ou en concubinage (respectivement 46 % et 42 % dans les groupes 1 et 4 contre 37 % en moyenne) et à avoir des enfants (respectivement 45 % et 39 % des demandeurs d'emploi dans les groupes 1 et 4 ont des enfants contre 35 % en moyenne). Ces trajectoires sont principalement le fait d'individus ayant un niveau de formation moins élevé (respectivement 56 % et 55 % des demandeurs d'emploi dans les groupes 1 et 4 n'ont pas le niveau BAC contre 50 % en moyenne). Au niveau de la qualification, les individus du groupe 4 sont plus nombreux à être manœuvres, ouvriers spécialisés et ouvriers qualifiés (à 30 % contre 23 % en moyenne). C'est dans le groupe 4 que la proportion de demandeurs d'emploi qui s'inscrivent à Pôle emploi en raison d'une fin de contrat d'intérim est la plus élevée (14 % contre 9 % en moyenne). Une part importante des personnes des groupes 1 et 4 bénéficient d'une allocation d'aide au retour à l'emploi (53 % dans le groupe 1 et 58 % dans le groupe 4 contre 48 % en moyenne).

Le groupe 6 (30 % de l'échantillon) correspond aux trajectoires des personnes qui restent de manière durable au chômage en étant inscrites à Pôle emploi comme demandeurs d'emploi de catégorie A. Au niveau de l'âge, du sexe, de la nationalité ou de la situation matrimoniale, ces individus sont très similaires à ceux composant notre échantillon en moyenne ; ils sont en revanche plus nombreux à ne pas avoir d'enfant (77 % contre 65 % en moyenne). Ce type de trajectoires est davantage le fait de personnes disposant d'un niveau de

formation moins élevé (56 % n'ont pas le BAC contre 50 % en moyenne), percevant le RSA (à 10 % contre 8 % en moyenne). Leurs motifs principaux d'inscription ne diffèrent pas du reste de l'échantillon (principalement fin de contrat aidé ou à durée déterminée, autre licenciement et autres cas), de même que leur type d'indemnisation (principalement allocation d'aide au retour à l'emploi) et que leur régime d'assurance chômage (régime général et autres).

Enfin, le groupe 3 (27 % de l'échantillon) contient les trajectoires des personnes passées par l'activité réduite que l'on ne retrouve plus ensuite dans le FH de Pôle emploi et dans les DPAE. Ces individus peuvent être inactifs, chômeurs non-inscrits à Pôle emploi ou salariés, par exemple chez un particulier employeur. Ces personnes ont des caractéristiques très proches de celles de l'échantillon total et s'en détachent très légèrement au niveau de l'âge (31 % ont moins de 25 ans contre 27 % en moyenne), du nombre d'enfants (69 % n'ont pas d'enfant contre 65 % dans l'échantillon), de la qualification (16 % ont au moins un niveau BAC +3 contre 13 % en moyenne), du fait de ne pas être indemnisé (65 % ne le sont pas contre 48 % en moyenne) et du fait de ne pas bénéficier de régime d'assurance chômage (63 % contre 47 % en moyenne). Une fois la diversité des pratiques des demandeurs d'emploi passant par l'activité réduite saisie, il convient maintenant d'évaluer l'effet des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles sur ces différents types de trajectoires afin de mettre en évidence quels sont les facteurs permettant d'expliquer que certaines personnes retrouvent un emploi stable après un passage par l'activité réduite, alors que d'autres se retrouvent au chômage plus durablement.

LES EFFETS DES VARIABLES SOCIALES ET PROFESSIONNELLES SUR LES PARCOURS DES DEMANDEURS D'EMPLOI PASSANT PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE

Nous utilisons un modèle logit multinomial (polytomique) non ordonné afin d'estimer l'impact des variables sociodémographiques et professionnelles sur les trajectoires des demandeurs d'emploi passant par l'activité réduite. La variable dépendante de notre modèle est le type de trajectoire suivi par le demandeur

d'emploi. La probabilité qu'un demandeur d'emploi, ayant les caractéristiques x_i , ait eue une trajectoire de type j est donnée par :

$$\text{Prob}(Y_i = j | x_i) = \frac{e^{\beta_j x_i}}{\sum_{k=1}^6 e^{\beta_k x_i}} \text{ pour } j = 1, \dots, 6.$$

Les effets marginaux des différentes variables sur la probabilité qu'un demandeur d'emploi ait eue une trajectoire de type j sont présentés dans le [tableau 7](#).

TABLEAU 7

ESTIMATION DU MODÈLE LOGIT MULTINOMIAL, PROBABILITÉ POUR UN DEMANDEUR D'EMPLOI D'ÊTRE ISSU DE L'UN DES PARCOURS TYPES (EFFETS MARGINAUX)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES (%)	GROUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GROUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GROUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GROUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GROUPE 5 : trajectoires vers un CDD/CTT	GROUPE 6 : trajectoires en catégorie A
Age (réf. entre 25 et 49 ans)						
Moins de 25 ans	-0.0287*** (0.00427)	-0.00120 (0.00350)	0.0323*** (0.00622)	-0.0387*** (0.00532)	0.0298*** (0.00377)	0.00659 (0.00657)
50 ans et plus	0.0546*** (0.00418)	-0.0317*** (0.00505)	-0.0100 (0.00905)	0.0172** (0.00674)	-0.0441*** (0.00695)	0.0140 (0.00896)
Sexe (réf. masculin)						
Féminin	0.0416*** (0.00390)	-0.00853*** (0.00327)	0.0123** (0.00599)	0.00932* (0.00521)	-0.0266*** (0.00387)	-0.0281*** (0.00640)
Nationalité (réf. française)						
Étrangère	0.00539 (0.00473)	-0.00520 (0.00464)	-0.0272*** (0.00811)	0.0223*** (0.00644)	-0.0146** (0.00580)	0.0192** (0.00831)
Situation matrimoniale (réf. célibataire)						
Divorcé, veuf	-0.000733 (0.00551)	0.00689 (0.00540)	-0.00933 (0.0105)	0.00552 (0.00813)	-0.00709 (0.00721)	0.00475 (0.0102)
Marié, concubinage	0.00740** (0.00377)	0.00634* (0.00341)	0.0305*** (0.00644)	0.0168*** (0.00523)	-0.00834* (0.00432)	-0.0527*** (0.00677)
Nombre d'enfants (réf. 1 ou 2 enfants)						
Pas d'enfant	-0.0160*** (0.00618)	0.0129*** (0.00456)	-0.0190** (0.00950)	0.0175** (0.00703)	0.00788 (0.00575)	-0.00335 (0.00941)
3 enfants	-0.00587 (0.00954)	-0.000513 (0.00787)	-0.0464*** (0.0162)	0.0308*** (0.0109)	-0.00252 (0.00988)	0.0245 (0.0151)
Effet croisé enfant/femme (réf. femme sans enfant)						
Femme avec 1 à 2 enfant(s)	0.0270*** (0.00693)	-0.0125** (0.00552)	0.00521 (0.0112)	-0.0179** (0.00866)	-0.0175** (0.00722)	0.0157 (0.0114)
Femme avec 3 enfants ou plus	0.0383*** (0.0107)	-0.0136 (0.0102)	0.0559*** (0.0193)	-0.0460*** (0.0142)	-0.0187 (0.0132)	-0.0159 (0.0190)
Handicap (réf. non)						
Oui	0.0219*** (0.00718)	-0.00923 (0.00865)	-0.0383** (0.0159)	-0.0396*** (0.0124)	0.000224 (0.0101)	0.0650*** (0.0142)
Région (réf. Île de France)						
Alsace-Champagne-Ardenne-Lorraine	0.0113* (0.00612)	-0.0223*** (0.00515)	-0.0249** (0.00990)	0.0233*** (0.00834)	-0.00978 (0.00650)	0.0225** (0.0102)
Aquitaine-Limousin-Poitou-Charentes	0.0196*** (0.00570)	-0.0235*** (0.00495)	-0.0187** (0.00953)	0.0280*** (0.00812)	0.00396 (0.00616)	-0.00921 (0.0101)
Auvergne-Rhône-Alpes	0.00726 (0.00546)	-0.0176*** (0.00435)	-0.00545 (0.00867)	0.0197*** (0.00752)	0.0115** (0.00553)	-0.0154* (0.00927)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES (%)	GROUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GROUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GROUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GROUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GROUPE 5 : trajectoires vers un CDD/CTT	GROUPE 6 : trajectoires en catégorie A
Bourgogne-Franche-Comté	-0.000651 (0.00844)	-0.0259*** (0.00726)	-0.00482 (0.0130)	0.0545*** (0.0104)	-0.00551 (0.00857)	-0.0176 (0.0139)
Bretagne	0.0199*** (0.00684)	-0.0320*** (0.00616)	0.00941 (0.0112)	0.0338*** (0.00950)	-0.00248 (0.00733)	-0.0286** (0.0123)
Centre-Val de Loire	0.0242*** (0.00736)	-0.0188*** (0.00661)	-0.0350*** (0.0127)	0.0258** (0.0105)	-0.00781 (0.00827)	0.0117 (0.0130)
Corse	-0.0417 (0.0334)	-7.18e-05 (0.0195)	0.117*** (0.0387)	-0.112** (0.0500)	-0.00576 (0.0278)	0.0435 (0.0437)
Languedoc-Roussillon-Midi-Pyrénées	0.0162*** (0.00578)	-0.0285*** (0.00509)	-0.0245*** (0.00949)	0.0218*** (0.00819)	-0.00552 (0.00632)	0.0206** (0.00988)
Nord-Pas-de-Calais-Picardie	0.0158*** (0.00593)	-0.0289*** (0.00522)	-0.0658*** (0.00986)	0.0488*** (0.00796)	-0.00696 (0.00635)	0.0371*** (0.00990)
Normandie	0.0326*** (0.00664)	-0.0361*** (0.00654)	-0.0404*** (0.0117)	0.0570*** (0.00917)	-0.00318 (0.00736)	-0.00989 (0.0121)
Pays de la Loire	0.0103 (0.00674)	-0.0319*** (0.00598)	-0.0201* (0.0109)	0.0630*** (0.00868)	0.000471 (0.00698)	-0.0217* (0.0117)
Provence-Alpes-Côte d'Azur	0.00886 (0.00607)	-0.0227*** (0.00504)	0.00121 (0.00973)	0.0183** (0.00847)	-0.0188*** (0.00679)	0.0131 (0.0102)
Formation (réf. CAP, BEP)						
Aucune formation scolaire	0.0146** (0.00697)	-0.00780 (0.00874)	0.0153 (0.0137)	-0.00570 (0.0103)	-0.0225** (0.0101)	0.00610 (0.0134)
Certificat d'étude; collège, y compris BEPC	0.00728 (0.00470)	-0.00841 (0.00539)	-0.000752 (0.00876)	-0.0123* (0.00686)	-0.0147** (0.00594)	0.0289*** (0.00839)
Seconde, première	-0.00171 (0.0109)	-0.0164 (0.0119)	0.0373** (0.0175)	-0.0217 (0.0155)	-0.0396*** (0.0144)	0.0420** (0.0177)
BAC	-0.00731* (0.00387)	0.00588* (0.00351)	0.0345*** (0.00630)	0.00376 (0.00510)	0.00191 (0.00400)	-0.0388*** (0.00654)
BAC +2	-0.0237*** (0.00528)	0.0241*** (0.00401)	0.0425*** (0.00813)	0.00453 (0.00675)	0.0225*** (0.00504)	-0.0698*** (0.00885)
BAC +3 et plus	-0.00321 (0.00542)	0.0159*** (0.00450)	0.0750*** (0.00878)	-0.0263*** (0.00790)	0.0207*** (0.00584)	-0.0821*** (0.00990)
Qualification (réf. employés qualifiés)						
Manœuvres, Ouvriers spécialisés et Ouvriers qualifiés	-0.0174*** (0.00434)	-0.0277*** (0.00397)	-0.0334*** (0.00689)	0.0361*** (0.00522)	0.0135*** (0.00415)	0.0290*** (0.00684)
Employés non qualifiés	0.0109*** (0.00365)	-0.0175*** (0.00384)	-0.0217*** (0.00638)	-0.00443 (0.00549)	0.000848 (0.00434)	0.0319*** (0.00662)
Techniciens et agents de maîtrise	-0.0120** (0.00602)	0.0113*** (0.00434)	0.00507 (0.00921)	-0.00416 (0.00789)	0.0118** (0.00572)	-0.0120 (0.0104)
Cadres	-0.0199*** (0.00767)	0.0425*** (0.00486)	0.0109 (0.0119)	-0.0526*** (0.0116)	-0.0206** (0.00854)	0.0397*** (0.0132)
Motif d'inscription (réf. fin de contrat aidé ou à durée déterminée)						
Licenciement économique	0.0361*** (0.00745)	-0.00545 (0.00706)	-0.0207 (0.0151)	0.00162 (0.0110)	-0.0302*** (0.00977)	0.0186 (0.0149)
Autre licenciement	0.0213*** (0.00461)	0.00439 (0.00394)	-0.0262*** (0.00866)	-0.00982 (0.00675)	-0.0359*** (0.00566)	0.0462*** (0.00848)
Démission	0.00193 (0.00715)	0.0195*** (0.00605)	-0.0519*** (0.0109)	0.0183* (0.00954)	0.0257*** (0.00738)	-0.0135 (0.0124)
Rupture conventionnelle	0.0183*** (0.00574)	0.0124*** (0.00433)	-0.0387*** (0.0107)	-0.0254*** (0.00847)	-0.0297*** (0.00664)	0.0631*** (0.0104)
Fin d'intérim	-0.0126* (0.00736)	-0.0153** (0.00652)	-0.0195* (0.0105)	0.0339*** (0.00773)	0.0242*** (0.00593)	-0.0106 (0.0110)

CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES (%)	GROUPE 1 : trajectoires en activité réduite courte	GROUPE 2 : trajectoires vers un CDI	GROUPE 3 : sortie des fichiers FH et DPAE	GROUPE 4 : trajectoires en activité réduite longue	GROUPE 5 : trajectoires vers un CDD/CTT	GROUPE 6 : trajectoires en catégorie A
Primo arrivant	0.0159** (0.00718)	-0.0271*** (0.00793)	-0.0430*** (0.0102)	0.0192* (0.00981)	-0.00763 (0.00788)	0.0426*** (0.0116)
Fin de maladie, maternité	-0.0133 (0.00952)	-0.000630 (0.00900)	-0.0309* (0.0173)	-0.00225 (0.0132)	0.00169 (0.0112)	0.0454*** (0.0172)
Fin d'activité non salariée	-0.00286 (0.0142)	0.0212* (0.0123)	-0.0784*** (0.0227)	-0.0206 (0.0204)	0.0667*** (0.0131)	0.0140 (0.0242)
Sortie de stage	-0.00539 (0.0138)	-0.00531 (0.0121)	-0.0456** (0.0203)	0.0267 (0.0167)	0.0164 (0.0129)	0.0132 (0.0217)
Autres cas	0.00937** (0.00410)	-0.00466 (0.00383)	-0.0390*** (0.00664)	-0.00345 (0.00570)	-0.000174 (0.00446)	0.0379*** (0.00705)
Type d'indemnisation (réf. allocation d'aide au retour à l'emploi)						
Autres assurances	-0.0577*** (0.0151)	0.000649 (0.00940)	0.0868*** (0.0202)	0.0218 (0.0144)	0.0168 (0.0107)	-0.0684*** (0.0219)
Régime de solidarité (ASS, etc.)	-0.0162 (0.0141)	0.0385*** (0.0129)	-0.0851*** (0.0265)	0.0223 (0.0185)	0.0446*** (0.0156)	-0.00416 (0.0239)
Autres	-0.000818 (0.0280)	0.0884*** (0.0210)	-0.0927* (0.0563)	-0.0683 (0.0489)	0.0619** (0.0298)	0.0115 (0.0494)
Non indemnisé	-0.0236*** (0.00751)	0.00740 (0.00522)	0.112*** (0.0116)	-0.0289*** (0.00964)	0.0107 (0.00667)	-0.0779*** (0.0129)
RSA (réf. non)						
Oui	0.0179*** (0.00460)	-0.0248*** (0.00545)	-0.0648*** (0.00880)	-0.0157** (0.00695)	-0.0122** (0.00596)	0.0995*** (0.00813)
Régime d'assurance chômage (réf. régime général)						
Intérim	-0.00465 (0.00718)	-0.0315*** (0.00653)	-0.0223* (0.0123)	0.0731*** (0.00757)	0.0148** (0.00588)	-0.0295** (0.0116)
Intermittent	0.181*** (0.0180)	-0.0746** (0.0338)	-0.0252 (0.0623)	0.180*** (0.0338)	-0.128** (0.0528)	-0.133* (0.0707)
Autres (y compris inconnus)	0.00734 (0.00776)	-0.0604*** (0.00568)	0.106*** (0.0118)	-0.0235** (0.0101)	-0.0796*** (0.00716)	0.0503*** (0.0134)

SOURCE : Panel construit à partir du FH-D3 au 1/10ème et des DPAE de janvier 2012 à décembre 2013, calculs des auteurs.

Champ de l'étude : 41 985 séquences représentatives des trajectoires de 46 492 personnes ayant eu une inscription à Pôle emploi entre janvier et mars 2012 et ayant eu recours au moins une fois à une activité réduite durant les douze premiers mois d'inscription.

NOTES : L'effet marginal estimé indique l'influence de la modalité active sur la probabilité qu'un demandeur d'emploi soit issu de l'un des parcours types par rapport aux demandeurs d'emploi définis par la modalité de référence (groupe 6 : trajectoires en catégorie A). Les écarts types (entre parenthèses) sont calculés à l'aide de la méthode du Delta.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi âgés de 50 ans et plus, ayant connu au moins une expérience d'activité réduite durant leur douze premiers mois d'inscription, ont une probabilité moins élevée de rentrer dans une trajectoire amenant un CDI, et une probabilité plus élevée de rester durablement dans une trajectoire marquée par une activité réduite.

Les résultats de l'estimation du modèle montrent que les trajectoires des demandeurs d'emploi de sortie du chômage, de recours long à l'activité réduite ou de passage prolongé dans une autre catégorie de chômage s'expliquent par des caractéristiques socio-démographiques et professionnelles spécifiques.

Les caractéristiques sociodémographiques

Dans cette partie du rapport, les résultats de l'analyse quantitative seront croisés avec les résultats de l'enquête de terrain. Le cas échéant, cette démarche permettra d'illustrer les résultats statistiques obtenus

et de compléter ces derniers par des observations que seuls les entretiens peuvent saisir. Il est à noter que certains enquêtés cumulent plusieurs caractéristiques sociodémographiques ; ils se retrouvent ainsi dans plusieurs des trajectoires types caractérisées ci-après.

Les seniors et les jeunes

Les seniors ont moins de chances de se trouver dans une trajectoire débouchant sur l'obtention d'un CDI ou d'un CDD/CTT (groupes 2 et 5), alors qu'ils ont plus de risques de se trouver durablement en activité réduite (groupes 1 et 4).

LES SENIORS (50 ANS ET PLUS)

Cinq entretiens ont été réalisés avec des personnes de 50 ans et plus dont deux femmes et deux immigrés en provenance d'Afrique sub-saharienne. **Ces enquêtés se caractérisent, par le fait qu'au moment de l'entretien, tous exercent une activité réduite.**

CARACTÉRISTIQUES DES TRAJECTOIRES DES SENIORS

Un niveau de scolarisation infra bac (certificat d'études ou CAP), à l'exception d'une des deux femmes qui a obtenu son bac. Les deux immigrés sub-sahariens sont analphabètes. Ils résident en Île-de-France et en Bretagne.

Les seniors **sont généralement mariés** et ont, pour beaucoup, une famille à charge (les enfants sont parfois encore en bas-âge), que la famille soit en France ou à l'étranger. Le facteur « enfants à charge » accentue la pression des enquêtés qui se trouvent dans cette configuration et explique le désir des enquêtés concernés de trouver un emploi à temps plein. L'objectif étant d'obtenir une rémunération équivalente au SMIC.

Leur trajectoire professionnelle est marquée une situation de déclassement. Les entretiens montrent que tous les enquêtés ont connu une stabilité professionnelle et économique pendant plusieurs années avant que des problèmes de santé ne les obligent à réduire leur temps de travail ou à changer de métier. La dégradation de leur santé est souvent due à un accident de travail qui relève de la relative « dureté » des emplois qu'ils occupent (chauffeur routier, ouvrier en bâtiment ou conditionnement de légumes). Plusieurs ont fait reconnaître, à la suite de l'accident de travail, un ou plusieurs handicaps physiques. Cet événement marque les trajectoires d'un avant et d'un après « l'expérience » d'une activité réduite. En effet, après de longues périodes de maladie, les enquêtés se retrouvent face à des perspectives d'emploi restreintes

par leur invalidité, leur âge et leur faible niveau de formation initiale. C'est ainsi que ces seniors doivent réinventer leur vie professionnelle et familiale dont la dynamique, notamment économique, se trouve bouleversée.

C'est au terme de ces périodes d'ajustement que les enquêtés se trouvent à nouveau sur le marché de l'emploi. Pour les raisons énoncées précédemment, ils se retrouvent dans la nécessité d'accepter les emplois à temps partiels. C'est ainsi qu'ils ont recours à une activité réduite. Ces emplois sont pérennes (CDI annualisés) mais le salaire perçu ne les satisfait pas. Tous affirment avoir du mal à s'en sortir financièrement mais leur âge est très souvent un frein comme l'illustre Samba, 50 ans « En plus, partout où j'aille, je sors mes papiers, ils me disent que je suis vieux. Donc, c'est là que j'ai un problème ».

AUTRE PARCOURS

Parmi les enquêtés se trouve une assistante maternelle de 50 ans qui réside en Île-de-France. C'est la seule qui a obtenu un Bac. Pour cette femme, le recours à l'activité réduite est un élément structurel de son métier. Un métier qu'elle a choisi après avoir eu son premier enfant et qu'elle aime au point d'avoir transmis son enthousiasme à deux de ses filles qui exercent aujourd'hui le même métier. Dans cette perspective, elle exerce au moment de l'entretien son emploi de toujours et n'a pas eu à se réadapter professionnellement. Par ailleurs, ses revenus, bien que variant d'année en année, sont restés stables dans le temps.

Les seniors ont connu une forte augmentation chez les demandeurs d'emploi ces dernières années. Ils ont ainsi connu une croissance de 9% pour la catégorie A entre novembre 2014 et 2015, mais dans le même temps, la croissance au sein des catégories B et C a été beaucoup plus importante (13%), d'autant que leur durée moyenne d'inscription a augmenté (DARES, 2015). Qu'en est-il des jeunes demandeurs d'emploi, dont le nombre a baissé durant la même période ?

Le fait d'avoir moins de 25 ans a un effet positif sur la probabilité de se retrouver dans le groupe de trajectoires menant à un emploi précaire (CDD/CTT). Ils ont également moins de risques de se retrouver durablement en activité réduite (groupes 1 et 4), ce qui peut s'expliquer notamment par leur faible proportion chez les allocataires d'une Aide au Retour à l'Emploi, qui les amène moins souvent à rester durablement inscrits à Pôle emploi.

LES JEUNES (25 ANS ET MOINS)

Pôle emploi a souhaité que l'équipe de recherche se concentre davantage sur les jeunes. Dans cette perspective, **cinq entretiens** de jeunes de 25 ans et moins ont pu être menés en région parisienne. Deux jeunes femmes et trois jeunes hommes. Les enquêtés ayant 25 ans révolus ont été intégrés parmi les jeunes car ils partagent les caractéristiques de leurs cadets à bien des égards. **Tous peinent à accéder à un emploi de façon durable.** Les jeunes cumulent des contrats en CDD avec plus moins de régularité et **ne sont pas à proprement dit en activité réduite** puisque leur récente entrée sur le marché du travail sur un mode précaire ne leur a pas permis l'ouverture de droits au chômage. Ils ont recours à l'activité réduite en tant que cumul de façon ponctuelle, c'est-à-dire qu'ils bénéficient des compléments d'indemnisation de Pôle emploi lorsque les contrats courts qu'ils trouvent ne sont pas ajustés à une temporalité mensuelle. On peut caractériser ces jeunes par des trajectoires marquées de façon durable par des activités à caractère discontinu, sans forcément rester durablement inscrits à Pôle emploi.

CARACTÉRISTIQUES DES TRAJECTOIRES DES JEUNES

Tous les enquêtés ont au moins **un niveau bac professionnel. Les plus diplômés ont obtenu un Bac+2.** Ils vivent tous en Île-de-France.

Leur **inscription à Pôle emploi** fait généralement suite à la fin d'une alternance (2 enquêtés), ou la fin de leur premier contrat en CDD excédant 4 mois (3 enquêtés).

L'autonomie est l'horizon que tous visent, mais qu'ils n'arrivent pas à concrétiser de façon pérenne. En effet, tous, **célibataires**, sont hébergés par leurs parents ou un membre de la famille après avoir accédé à leur indépendance temporairement. Indépendance à laquelle ils ont dû renoncer car les contrats courts (CDD) qu'ils ont cumulés, rémunérés sur la base du Smic horaire, ne leur permettaient pas de s'émanciper financièrement.

Cette réalité touche de la même façon les deux jeunes hommes qui sont devenus parents. C'est le cas d'Alban (22 ans) qui a quitté le système scolaire avant les épreuves du baccalauréat car il préférerait travailler et cumuler de l'expérience n'a pas passé son baccalauréat car il souhaitait trouver un travail rapidement et faire comme son père qui « *...s'est mis à travailler directement aussi...* ».

Le premier, arrivé seul d'un DOM est hébergé chez sa tante et le second, père de deux enfants, vit chez ses parents avec sa famille. Les enquêtés rapportent que ces hébergements ne sont que temporaires tout en étant parfaitement conscients que les moyens économiques étant subordonnés à une situation professionnelle stable, quitter le giron familial n'est, au moment de l'entretien, qu'un souhait. Cet avenir professionnel, qu'ils ne font qu'entrevoir brièvement, de manière discontinue, et qu'ils envisagent comme l'accès à leur véritable autonomie se transforme en une source de frustration qui peut avoir des

répercussions parfois constructives (reprise d'études), d'autres fois dommageables (accident de santé).

Bien qu'il s'agisse de jeunes adultes, **leurs entrées sur le marché du travail ne sont pas récentes.** Les métiers qu'ils exercent sont principalement des métiers dans les services et le commerce. Selon qu'ils aient poursuivi dans l'enseignement supérieur ou pas, ils cumulent déjà quatre et sept années de présence sur le marché de l'emploi et des périodes de travail qui n'ouvrent pas toujours des droits à l'allocation chômage. Ces jeunes sont certains que lorsque qu'ils auront cumulé suffisamment d'expériences, ils obtiendront un emploi en CDI, comme si les « débuts » de la vie active étaient nécessairement une mise à l'épreuve, un passage obligé avant d'atteindre une stabilité et une pérennité professionnelle.

Les jeunes rencontrés n'ont pas poursuivi d'études supérieures et ont de 4 à 7 ans de présence sur le marché du travail. De ce fait, bien que n'ayant pas trouvé de stabilité professionnelle, ils ont cumulé des contrats (alternance, CDD, contrats aidés, intérim) qui leur ouvrent des droits à une allocation d'Aide au retour à l'emploi. De par la brièveté des contrats qu'ils trouvent et les rémunérations essentiellement à hauteur du Smic qu'ils perçoivent, les taux journaliers sont faibles et les durées d'indemnisation courtes.

Une jeune femme de 25 ans (Bleuwenn) s'inscrit au Pôle emploi avant la fin de son BTS sanitaire et sociale. En effet elle souhaite postuler à un poste d'AVS (Auxiliaire de vie scolaire) et, « *...la condition pour pouvoir avoir accès en fait au contrat CUI-CAE c'est d'être inscrit à Pôle emploi depuis un an* ». Depuis la fin de ce contrat d'un an et demi, elle perçoit 520 euros environ à défaut de trouver un emploi dans sa branche d'activité, elle multiplie les CDD courts et les petits boulots.

Ces deux groupes polaires - les seniors et les jeunes - sont deux catégories marquées par des trajectoires discontinues : les premiers dans des activités réduites et les seconds dans des emplois précaires sans forcément rester inscrits à Pôle emploi. On voit bien la difficulté ici

de définir ce qu'est une trajectoire marquée par des activités réduites. Que nous dit l'enquête de terrain quant aux 26-49 ans qui constituent notre variable de référence dans notre modèle statistique ?

LA POPULATION DE RÉFÉRENCE (26-49 ANS)

Cette tranche d'âge **rassemble 25 entretiens** et constitue donc la majorité de la collecte de terrain. Elle présente également la plus grande diversité de profils.

CARACTÉRISTIQUES DES PLUS JEUNES ET DES PLUS ÂGÉS

Deux des plus jeunes de cette sous-population, âgés de 26 ans et résidant en Ile-de-France, présentent des profils en tout point similaires aux jeunes de 25 ans et moins. Ils possèdent tous deux des Bac+2 et leur situation professionnelle n'est pas stabilisée. Ils ont cumulé de nombreux contrats courts (intérim et CDD) qui ne les ont pas menés à un contrat pérenne, ce qui les empêche de s'autonomiser vis-à-vis de leurs familles. Tout comme leurs pairs, ils ont un usage ponctuel de l'activité réduite. Un dernier enquêté (27 ans) est dans une situation professionnelle similaire au moment de l'entretien mais son parcours diffère de celui des jeunes de 25 ans et moins car il est arrivé en France en tant que réfugié politique en 2012.

Les plus âgés (45 à 49 ans) au nombre de cinq ont quant à eux des situations, au moment des entretiens, qui se rapprochent de celles des « seniors ». Ils sont un peu plus souvent bacheliers (3 sur 5) que leurs aînés mais ils ont rarement fait des études dans l'enseignement supérieur (sauf une femme a obtenu un Bac+5 mais elle n'a jamais réellement intégré le marché du travail car elle a une santé fragile). A la différence des jeunes, les 45-49 ans ont tous expérimenté un ou plusieurs emplois en CDI et leur inscription à Pôle emploi leur ouvrait des droits à l'ARE. Néanmoins, au moment des entretiens, ils sont tous dans une situation de précarité et entrevoient peu de perspectives d'amélioration. En effet, les effets conjugués de leur âge, de leur faible niveau de diplôme, des mutations technologiques et des restructurations de métiers les placent dans une réalité de déclassement salarial et professionnel. Ces facteurs entravent leur souhait de trouver à nouveau un emploi salarié. Ces enquêtés sont représentés dans les trois régions explorées (Bretagne, Picardie, Île-de-France). Ce groupe est composé de personnes qui ont le sentiment **d'une « régression » professionnelle et d'une injustice** qui leur est faite, compte tenu de leur expérience et de leur niveau de rémunération passé.

CARACTÉRISTIQUES DES 30-44 ANS

Les 17 entretiens restants concernent des personnes âgées de 30 à 44 ans. Ces enquêtés présentent néanmoins des caractéristiques hétérogènes. Le seul élément commun exprimé par tous les enquêtés est leur souhait de trouver ou de retrouver un emploi en CDI. Huit de ces personnes ont recours à l'activité réduite, certaines par « choix », d'autres de façon contrainte.

Les enquêtés se répartissent dans les trois régions où des entretiens ont été menés : la Bretagne, la Picardie et l'Île-de-France.

En effet, ces personnes appartiennent à une tranche d'âge où se fondent les familles : 10 sur 17 sont parents sans toujours

vivre avec le conjoint et le(s) enfant(s). C'est ainsi que le(s) parent(s) partagent dans le premier cas, ou concentre dans le second, la double nécessité d'une présence auprès du (des) enfant(s) et celle de revenus financiers stables.

C'est également la période de construction et de consolidation des carrières qui n'est possible que si une stabilité et une pérennité dans l'emploi est atteinte. Ces individus qui ne subissent ni le problème du manque d'expérience ni celui de l'âge sont ainsi plus souvent en activité que les jeunes et les seniors enquêtés dans le cadre de cette étude. Même si ces caractéristiques permettent de penser qu'ils sont tous susceptibles de trouver ou de retrouver un emploi en CDI, ils peuvent néanmoins être subdivisés en trois types de trajectoires : 1) les parcours de précarité, 2) les parcours accidentés, 3) les parcours de maladie et de handicap, 4) les parcours atypiques.

1) Les parcours de précarité se caractérisent par une instabilité structurelle de la trajectoire professionnelle. Les personnes cherchent un emploi en CDI par le biais de contrats temporaires (CDD, intérim) ou en parallèle de contrats courts, ce qui leur permet de continuer leurs recherches d'emploi et de s'occuper de leurs enfants le cas échéant. Cette trajectoire est commune à trois femmes qui ont entre 30 et 40 ans, peu ou pas diplômées. La moins diplômée (BEP) a essentiellement exercé des emplois de service à la personne en CDD ou rémunérés en chèques service en région parisienne ; la seconde, titulaire d'un Bac, travaille en intérim tout en élevant seule un enfant et la troisième (Bac+2) a dû trouver un emploi à temps partiel à la suite de son divorce afin de concilier sa vie familiale et professionnelle, dans un bassin d'emploi difficile (Bretagne). Ces contraintes l'obligent à accepter un déclassement professionnel auquel elle ne pense pas pouvoir remédier dans un avenir proche. Toutes trois ont recours à l'activité réduite.

2) Les parcours accidentés se définissent par une trajectoire professionnelle pérenne (CDI) interrompue par une rupture professionnelle (licenciement, rupture conventionnelle, démission) à la suite de laquelle les personnes n'ont pas retrouvé d'emploi équivalent. Après un parcours stable, ils connaissent dorénavant une trajectoire marquée par une succession de contrats courts (CDD, intérim) et ont plus souvent recours à l'activité réduite et font tous des recherches actives pour retrouver un CDI à plein temps. **Six enquêtés entrent dans cette catégorie parmi lesquels une seule femme.**

Cette dernière, âgée de 44 ans, reprend une activité salariée comme comptable lorsqu'elle divorce et qu'elle a la charge de deux enfants qui poursuivent des études supérieures au moment de l'entretien. Elle enchaîne des contrats en CDD et en CDI à plein temps, au dernier duquel elle démissionne au bout de quelques semaines pour des raisons de harcèlement.

A la suite de cette expérience difficile, elle accepte un emploi à temps partiel dans une structure où elle apprécie « l'ambiance » et bien qu'elle subisse une perte importante de revenus.

Les cinq autres sont des hommes de moins de 40 ans. Un seul est titulaire d'un Bac+2. Ce jeune homme de 32 ans s'est expatrié en Irlande pendant 10 ans et où il était employé comme steward par une compagnie aérienne. De retour en France depuis moins de un an, il cherche à être recruté par une compagnie française. Dans cette perspective, la restructuration de ce secteur d'activité l'oblige à travailler sur des missions d'intérim pendant une à deux années avant d'espérer être remarqué et d'accéder à un CDI. Les quatre derniers ont au mieux un CAP-BEP et sont tous ouvriers. Leur manque de diplômes et de qualifications les contraint à accepter des contrats qui leur assurent un équilibre financier à minima. Deux d'entre eux travaillent assez régulièrement en intérim, l'un d'entre eux a accepté un poste à temps partiel et moins intéressant dans son secteur d'activité et le dernier, âgé de 37 ans démarrait, au moment de l'entretien, un contrat de professionnalisation pour accroître ses qualifications, dans le secteur d'activité dans lequel il a toujours travaillé.

3) Les parcours atypiques se caractérisent par le choix qu'ont fait les enquêtés de privilégier et de développer des aspects de leur vie en dehors du travail salarié. La seule raison qui les ferait renoncer à ce choix serait une proposition de travail qui allierait leurs différents intérêts. **Ces parcours concernent six enquêtés.** Que ces aspects relèvent du parcours professionnel (quatre hommes de 36 à 41 ans dont les deux seuls titulaires d'un Bac+5 de la population enquêtée), de la vie familiale (une femme de 35 ans diplômée d'une Bac+2) ou qu'ils conjuguent vie professionnelle et vie familiale (une femme de 35 ans, titulaire d'un CAP), leur épanouissement, à travers des projets qui leur tient à cœur, prime sur la nécessité de trouver un contrat à durée indéterminée.

Ce choix n'est pas allé de soi, tous les enquêtés déclarant avoir souhaité accéder à un emploi à plein temps pérenne. Certains y ont accédé avant de se rendre compte que le poste ou le métier ne leur convenait pas : il s'agit des moins diplômés. La conciliation vie professionnelle et vie familiale concerne les femmes, à l'instar de la femme titulaire d'un CAP qui a

travaillé pendant 10 ans dans une chaîne de magasin décide après son licenciement de passer plus de temps avec ses deux enfants. Elle ne renonce néanmoins pas à travailler et se fait recruter comme AVS (Auxiliaire de vie scolaire), pour deux ans à raison de 20 heures par semaine, dans une école de sa commune d'Île-de-France. En effet, s'occuper d'enfants l'attire depuis longtemps. Son expérience lui révèle un vrai intérêt pour les métiers de la petite enfance et lors de l'entretien, elle déclare vouloir tout mettre en œuvre pour retrouver un poste semblable dès que possible (son contrat s'était achevé quelques jours avant la date de l'entretien) et dans les mêmes conditions horaires car ils lui permettent de passer du temps avec ses propres enfants.

Les plus diplômés qui avaient des idées de carrière en sortant de leurs formations diplômantes ont vécu des parcours professionnels qui ne correspondaient pas à la représentation qu'ils s'en étaient fait et ont vu leurs espoirs de carrière peu à peu se tarir. Face à cette situation, l'activité salariée exercée se transforme en « boulot alimentaire » et les autres activités qu'ils ont développées prennent le pas sur la nécessité de travailler plus. C'est une chose qu'ils peuvent d'ailleurs difficilement faire puisque ces activités annexes mobilisent beaucoup de leur temps.

4) Les deux parcours restants sont caractérisés par des trajectoires précaires et peu de perspectives d'en sortir. Le premier enquêté est une femme de 40 ans, résidant en Bretagne, souffre d'un trouble mental qui freine sa compréhension des choses et son adaptabilité aux situations de la vie. L'un de ses trois enfants lui a été retiré pour cette même raison et elle a été reconnue RQTH (Reconnaissance de la qualité de travailleur handicapé). Elle a été recrutée en CDI annuel à raison de 20h par mois pour conduire des enfants à l'école. Le second enquêté, un homme de 42 ans a connu une vie professionnelle soutenue avant que sa vie ne soit bouleversée par une peine d'emprisonnement. C'est durant cet enfermement qu'il obtiendra un CAP d'horticulture. Depuis sa sortie, il a obtenu un CDI annualisé de 50 heures par mois qui couvre une multitude de « petits boulots » allant du jardinage à l'aide à domicile.

La nationalité

En outre, le fait d'être de nationalité étrangère accroît la probabilité de se retrouver en activité réduite longue.

LES DEMANDEURS D'EMPLOI DE NATIONALITÉ ÉTRANGÈRE

Huit entretiens ont été menés avec des demandeurs d'emploi de nationalité étrangère et des personnes nées à l'étranger et arrivées en France adultes¹⁰. L'âge des enquêtés varie de 27 à 50 ans. Ils sont originaires du Portugal, du Maghreb et d'Afrique sub-saharienne. Les deux seniors sont analphabètes et souffrent de problèmes de santé. Ils sont parents, à l'exception du plus jeune qui est également arrivé le plus récemment en France en 2012.

Les six autres qui appartiennent à la tranche d'âge 26-49 ans ont tous été scolarisés même si cette scolarité n'a pas toujours été sanctionnée par l'obtention d'un diplôme. Le diplôme le plus élevé est un Bac+2. Ils résident en Île-de-France et en Picardie.

Au moment de l'entretien, cinq personnes travaillent, mais aucune ne travaille à temps plein.

Deux personnes seulement sont en **CDI**, mais à temps partiel comme Dalila (44 ans, Île-de-France), qui explique que « *Aujourd'hui, le domaine où je suis c'est quelque chose que j'aime bien. Et je n'ai pas trouvé une société où je vais trouver les 35 heures avec tout ce que je fais, avec ce que je fais actuellement [...] J'aime le travail, l'ambiance aussi ça joue énormément, parce que là où j'étais je suis sortie. C'est moi qui ai demandé de sortir. [...] C'est très, très important le milieu de travail, le fait qu'on est bien dans le milieu de travail. C'est-à-dire que j'ai accepté de rester à mi-temps, parce que je suis bien.* ». Quant à Tarik, il a accepté un CDI annualisé de 25h semaine jusqu'à ce que « *[...] l'autre [...] il va prendre la retraite. [...] mais juste il travaille encore plus [...], il prend un petit peu de temps, et ça fait, maintenant, ça fait 4 mois, ça va. [...] comme ça, je prends mon contrat direct.* »

Deux enquêtés sont en **CDD** à temps partiel. Ainsi, Vincent (27 ans, Île-de-France) est arrivé en France en 2012. Il a signé un CUI-CAE de 20 heures. C'est sa première expérience professionnelle. Titulaire d'un Bac obtenu dans son pays d'origine, il souhaite reprendre une formation plus tard, mais pour le moment, « *600 [euros] oui, quelque chose comme ça.*

Ça ne paie pas vraiment assez [...]. Bon. Vu de, vu la situation et tout et tout, tout ce que j'avais besoin en ce moment c'était de, de travailler quand même [...] donc cette année de, de faire d'abord ce que je suis en train de faire, des démarches pour le logement, parce qu'on m'avait conseillé de faire la demande au niveau des Foyers de Jeunes Travailleurs, c'est ce que je suis en train de faire. Ils m'ont demandé de faire des tas de documents que je suis en train de reconstituer. Et une fois trouver un logement, je, je me dis si c'est... si ça sera tard, là, je vais en profiter pour faire soit une formation. ».

Sekou travaille quant à lui en **intérim** depuis 4 ans. Il espère obtenir un CDI intérimaire à terme, c'est ainsi qu'il le développe « *Je veux toujours rester travailler, mais je préfère en CDI, comme ça, je n'ai plus à avoir les problèmes en chômage et tout ça. Parce que chaque fois si tu ne travailles pas, après il faut aller faire les pointages, et le chômage, il va payer combien. [...] Même moi, j'ai travaillé toutes les semaines et l'intérim [...] Un jour, je lui ai dit : « Je veux avoir un CDI », ils ne veulent pas parce que, eux, ils gagnent sur nous. Après moi j'ai demandé, moi j'ai dit : « Moi, je veux avoir un CDI ». Et le gars, il m'a dit : « Non. Il faut que tu restes avec nous, déjà depuis 2011, tu es avec nous. On n'a jamais vu l'intérimaire comme Sekou parce que tu as travaillé beaucoup avec nous ». Bon j'ai dit : « Je ne peux pas rester toute ma vie sur l'intérim. Il faut que je vais avoir un CDI ». Comme ça là, ce n'est pas la peine que je ne viens pas chez vous ici toutes les semaines il faut signer un papier. [...] Donc, je lui ai dit : « Si je peux avoir un CDI, ça fait bien ». Bon, il y en a beaucoup les gens aussi qui sont embauchés dans la société mais ils ne travaillent pas parce qu'il n'y a pas beaucoup de boulot. »*

10. « *Étranger* » : personne qui réside en France et ne possède pas la nationalité française, soit parce qu'elle possède une autre nationalité (à titre exclusif), soit parce qu'elle n'en a aucune (c'est le cas des personnes apatrides).

Le sexe, le statut marital et le nombre d'enfants

Les demandeurs d'emploi mariés ont plus de chances de retrouver un emploi en CDI. A l'inverse, ils ont moins de risques de se retrouver dans les groupes 5 et 6 (sortie

du chômage par l'obtention d'un CDD/CTT et chômage de longue durée en catégorie A). Cependant, ils ont également plus de chances de rester durablement en activité réduite (catégories B ou C).

LE MARIAGE/LA VIE MARITALE

Dix-sept enquêtés sont mariés, ou vivent en couple (cinq seniors, deux jeunes et dix autres de la population de référence).

Deux des cinq seniors en couple sont analphabètes et quatre d'entre eux souffrent de problèmes de santé. Les douze autres enquêtés ont été scolarisés même lorsqu'ils n'ont pas obtenu de diplôme. Les trois bassins d'entretiens sont représentés. Parmi les enquêtés possédant ces caractéristiques, aucun n'est en CDI à plein temps.

Hormis l'assistante maternelle dont le statut est particulier, **les seniors ont un CDI annualisé** de quelques heures seulement. La situation est plus compliquée financièrement pour les plus âgés dont les contrats recouvrent un nombre moindre d'heures et dont le conjoint ne travaille pas ou plus. Samba, 50 ans dont la femme fait des ménages tous les jours depuis près de deux ans, lorsqu'il a commencé à avoir des problèmes de santé « *On m'a envoyé 1300 et quelques à payer supplémentaires [des notes d'électricité très élevées]. On est dans la m---e Madame [...] Je n'ai pas le choix, je suis obligé de m'accrocher pour les enfants, pour qu'ils étudient et tout ça* ».

A l'opposé, lorsque les **jeunes** en couple ont un emploi, **c'est en CDD**. Au moment de l'entretien, l'un est en emploi, l'autre perçoit l'ARE. Ils sont dans la même situation que les demandeurs d'emploi plus âgés, les revenus du ménage sont assurés par l'un ou l'autre partenaire. Ils ont néanmoins des frais et, bien qu'ils soient hébergés par leur entourage dans les deux cas, ils se trouvent dans une situation de difficultés matérielles. D'autant que leur objectif est de dé-cohabiter dès qu'ils en auront la possibilité. Ce sera bientôt le cas pour Bleuenn, 25 ans, qui vit avec son ami, au moment de l'entretien, dans la maison de ses parents en région parisienne. Le conjoint de Bleuenn, avec son Bac+5 « est encore en contrat ici [...] » en Île-de-France en CDI mais le couple cherche à partir en province et le conjoint de Bleuenn [...] *a déjà trouvé sa future entreprise et donc, du coup il partira en Bretagne [...] Et moi, je suis... puisque ma recherche d'emploi, que je la*

fasse ici ou là-bas, et puis comme je vois que ça fait quasiment un an que je cherche et que je n'ai pas de débouché, tant qu'à faire autant changer de région et du coup, peut-être trouver enfin un travail ». Alban (22 ans) est père de deux enfants et il est le seul à travailler sans véritablement aimer ce qu'il fait « *Disons que je me dis peut-être que je ferai, entre guillemets, quelque chose qui me plaît davantage quand ma compagne aura peut-être une situation ou quand on sera plus stables puisque là, on ne tourne encore que grâce à moi entre guillemets, et mes parents. Donc, entre guillemets, je reste dans le côté « pas de folies », [...]* ».

Les enquêtés de la **population de référence** sont dans des situations contrastées : trois travaillent régulièrement en intérim mais aucun n'a de contrat lors des entretiens, trois ont accepté un **CDI annualisé** dont le nombre d'heures varie de 5 heures à 20 heures par semaine, les quatre derniers n'ont aucune **activité salariée**.

Les trentenaires et les quarantenaires ont tous dé-cohabité, ils sont propriétaires (3 personnes) ou locataires (7 personnes) de leur lieu de résidence et bien que situation soit parfois précaire, elle est toutefois améliorée par le fait que le conjoint travaille (9 des 10 enquêtés). Ils occupent une activité professionnelle qui équilibre la situation financière du ménage même si des tensions existent comme au sein des couples comme celui de Da Costa, 34 ans « *Avec ma copine, malgré qu'on a un enfant, des fois c'est un peu chaud. Donc, on a failli déjà que je retourne chez moi et tout malgré qu'il y a la petite et tout. Donc, je me dis : « Je fais quoi ? Je suis là. Je ne suis pas dans le 95. Je suis chez elle. Je reste chez elle ou je dois retourner chez moi ? Je fais quoi ?* ». Parmi ces enquêtés, les plus âgés et la situation des plus jeunes et des plus âgés sont très différentes et s'apparentent d'avantage à celle des 25 ans et moins d'une part et aux seniors d'autre part.

ÊTRE CÉLIBATAIRE

Douze enquêtés sont célibataires au moment de l'entretien. Trois d'entre eux sont des jeunes de 25 ans et moins, les neuf autres ont entre 26 et 49 ans. Deux d'entre eux sont parents dont un jeune père de 25 ans qui s'est séparé de la mère de son enfant et une femme de 32 ans qui élève seule un enfant de 8 ans.

Les moins de 30 ans sont tous hébergés dans leur famille ou leur entourage proche. Ils ne sont pas encore autonomes financièrement, ce qui peut expliquer leur statut de « célibataire ». Ils sont tous au moins titulaires d'un baccalauréat. Aucun de ces enquêtés n'a de situation professionnelle stable. Ils cumulent les CDD à temps plein ou à temps partiel en attendant de pouvoir accéder à un CDI ou de reprendre des études. Peu d'entre eux ont eu un CDI dans leur parcours professionnel mais c'est l'objectif de tous.

Les 30-49 ans présentent des profils plus variés. Tout d'abord, les deux enquêtés les moins diplômés (CAP) résident toujours chez leurs parents, à l'instar des plus jeunes. Zohra (35 ans, Île-de-France) qui a vécu très brièvement seule « *J'ai déjà eu un appartement hein, je suis restée un an, et comme ma mère était malade, je suis revenue chez elle* » ou Nicolas (37 ans, Picardie) qui explique qu'il ne peut pas partir de chez sa mère car s'il le fait « *Elle ne supportera pas. Deux mois après, elle n'est plus là.* ». Tous deux ont eu un CDI dans le passé, mais ils poursuivent une activité discontinuée depuis la fin de leur CDI. L'un et l'autre sont dans des situations de transition lors de l'entretien. Zohra pense « *[...] que là, soit ils vont me [la] mettre un CDI ou soit ils vont peut-être mettre un CDD, je [elle] ne sais [sait] pas de combien de temps* ». Quant à Sébastien, il est en contrat de professionnalisation. Il explique son choix de la façon suivante « *Contrat Pro, c'est bien. Ça aboutit à un diplôme à la fin. [...] Parce que là ce que j'ai dans le nettoyage, c'est une attestation. Mais là, c'est vraiment un diplôme* ».

Parmi les quatre autres enquêtés, seule Bintou (32 ans et mère d'un enfant) est à la recherche active d'un CDI. En effet, elle a toujours travaillé sur des missions d'intérim et de façon discontinuée. Elle souhaite faire une formation d'infirmière mais sa situation financière ne le lui permet pas dans l'immédiat, comme elle l'explique « *Je cherche un CDI, parce que la formation d'infirmière c'est une formation qui peut attendre.*

Dans le cas où je me dis ça peut attendre, même si je le fais... j'ai 32 ans, même si je le fais dans trois ans, dans deux ans ou dans cinq ans, ce n'est pas... Tant que je trouve une stabilité, déjà financière pour régler tous mes petits soucis, mon permis que j'avais raté, les trucs, tout ça là que j'attends, je n'ai pas d'argent pour le passer. Là je peux juste vivre. Parce qu'avec ce qu'on me paie, 1 000 €, 900 €, c'est vraiment juste, juste pour payer mes factures et pour vivre. Donc ça s'arrête là. Donc c'est vrai que je cherche vraiment un poste en CDI avec un salaire assez intéressant quand même. [...] ».

Enfin, les trois derniers qui appartiennent aux enquêtés « atypiques », dont deux qui sont titulaires d'un Bac+5 et le troisième d'un BAC, ne cherchent pas à signer un CDI à tout prix. Tous trois exercent des activités professionnelles discontinuées depuis leur entrée sur le marché du travail. Laurent Drouard, homme, 41 ans a scindé son activité salariée qu'il estime être alimentaire de son projet personnel qu'il développe avec des amis « *Oui. Seulement moi, il y a eu un moment j'avais eu beaucoup de propositions de CDI. Mais moi, je ne voulais pas m'engager, prendre la place de quelqu'un sachant que de toute façon je vise autre chose* » ou Pierren, homme, 36 ans qui travaille beaucoup dans les métiers du spectacle relève parfois du régime des intermittents et d'autres fois du régime général, comme il l'indique « *Non, moi je ne suis pas intermittent. Parce que je suis considéré comme permanent. En communication administration on ne peut pas être intermittent sauf par exemple pour le théâtre du « TP ». Et là actuellement je suis avec deux compagnies, pour la compagnie « I » aussi en tant qu'intermittent. Mais on m'a nommé administrateur de production. [...] donc quand j'ai un contrat aidé pour deux ans, je me dis : « Ok c'est pour deux ans, je me donne à fond, j'ai des missions, il y a des tournées [...] ».* Il aime son métier et ses activités annexes et ne songe pas en changer.

De plus, le fait de ne pas avoir d'enfant augmente la probabilité de se retrouver dans les groupes de trajectoire conduisant à l'obtention d'un CDI et dans celui des trajectoires d'activité réduite de catégorie C supérieure à 110 heures, et diminue la probabilité d'exercer durablement une activité réduite courte (groupe 1).

De plus, le fait d'être une femme a un effet positif sur le fait d'appartenir aux groupes des trajectoires d'activité réduite (groupes 1 et 4) et a un effet négatif sur le fait de retrouver un CDI, un CDD/CTT ou d'être inscrit en tant que chômeur de catégorie A.

Les femmes avec enfants ont moins de chances de suivre une trajectoire de retour à l'emploi via l'obtention d'un CDI ou d'un CDD/CTT (groupes 2 et 5) et d'avoir recours durablement à une activité réduite longue (groupe 4). En revanche, elles ont une probabilité plus importante d'exercer une activité réduite courte (78 heures et moins) sur une longue période.

ÊTRE FEMME ET FEMME AVEC ENFANTS

Dix-huit enquêtés sont parents. Les 5 seniors (2 femmes), 1 jeune et 12 adultes âgés de 30 à 49 ans parmi lesquels neuf femmes (2 seniors et 7 dans la population de référence).

Seize entretiens, soit près de la moitié des personnes rencontrées sont des femmes, dans les trois bassins retenus : deux seniors, trois jeunes et onze adultes âgés de 30 à 49 ans parmi lesquels neuf femmes (2 seniors et 7 dans la population de référence). Parmi les enquêtées seules deux femmes n'ont aucun diplôme. Les quatorze autres ont un CAP à minima et un Bac+2 pour les plus diplômées.

Pour les seniors, la caractéristique d'être une femme n'est plus un enjeu face à l'emploi. Leurs enfants sont adultes ou jeunes adultes. Ils sont autonomes lorsqu'ils n'ont pas dé-cohabité. Les mères disposent de leur temps. Ce sont moins la charge des enfants qui nécessite qu'elles travaillent mais les dettes contractées et la bonne tenue du ménage. La plus jeune (50 ans), assistante maternelle dont l'activité est par nature fluctuante, espère renouer avec une pleine activité dans les mois suivants alors que la plus âgée (59 ans) souhaite augmenter son temps de travail mais avec plus de réserve mais « *Voilà, donc si on voit, il y a le loyer qui part tout de suite et puis il y a le crédit, on a quand même un crédit de 500 et quelques euros, presque 600 euros [...]* Voilà, donc le problème qui s'est passé c'est qu'on avait un petit crédit pour une voiture parce qu'on a les deux permis. [...] J'ai racheté la voiture de ma maman, pas énorme mais bon 5 000 euros, je ne pouvais pas les sortir comme ça, donc on a demandé un petit crédit. Et quand mon mari est tombé vraiment panne de voiture, on n'a pas eu le choix que de racheter une voiture, même pour partir en vacance [...]. Donc on a racheté une voiture, on a refait un crédit à l'organisme de la voiture. Le problème c'est qu'un crédit par-ci, un crédit par-là, on n'arrivait plus à payer ».

Les plus **jeunes** n'ont pas encore la responsabilité d'un enfant et souhaitent construire leur vie professionnelle. Elles ont toutes obtenu un Bac et deux d'entre elles sont sur le point de reprendre un cycle d'études afin d'améliorer leur insertion professionnelle. C'est pourquoi Donia est décidée « [...] à la rentrée [...], j'ai prévu de reprendre mes études [...] C'est une licence pro en management entrepreneurial ».

Leur discours porte essentiellement sur leur désir d'accéder à un emploi pérenne, qu'elles entendent à travers la **succession d'expériences discontinues**, mais elles ne mentionnent pas leur condition féminine en termes de frein à l'emploi.

Ce sont les femmes de la **population de référence** qui sont plus souvent impactées par le fait d'être une femme. Toutes sont titulaires d'un diplôme qui varie du CAP au Bac+5 sauf deux d'entre elles : une personne née à l'étranger de 45 ans et une femme de 47 ans. Elles sont femmes de ménage et leur parcours professionnel est très instable. Au moment de l'entretien, l'une est l'autre ne travaillent que quelques heures par semaine dans le cadre d'un CDD de 11 heures par semaine.

La femme de 47 ans a un parcours social compliqué, réservée sur son enfance : Emilie déclare qu'à l'âge de 11-12 ans, elle est « *mise dans un centre où on faisait un peu de tout (ménage, cuisine, repassage)*. C'est un centre où on faisait la couture, un peu de classe ». Pour la première, il est important de pouvoir concilier sa vie professionnelle et privée, tandis que la seconde a trouvé « *un CDI [annualisé]. Le soir, c'est dans une banque, une heure tous les soirs* ». Elle souhaite travailler plus sans grande conviction. La plus diplômée des enquêtées se trouve dans la même situation, âgée de 49 ans, elle n'a jamais réussi à pérenniser ses emplois qui ont toujours été des emplois alimentaires. Elle se retrouve à 49 ans dans un CDI annualisé et en situation de précarité.

Aucune des huit femmes les plus jeunes n'exerce une activité à temps plein. Six d'entre elles ont des enfants à charge. Quatre ne travaillent pas au jour de l'entretien et perçoivent l'ARE comme Elodie qui explique la difficulté de mener une carrière professionnelle avec « *des enfants en bas âge. Le centre de loisirs fermant à 19 heures 30, moi finissant à 19 heures, le temps de rentrer [...] mes enfants étaient à la rue. Donc, c'était pas possible pour moi* ». Lorsqu'elle quitte son emploi en CDI, elle accepte un CUI-CAE qui s'est achevé quelques jours avant la rencontre. Une autre travaille régulièrement en intérim, même si elle n'est pas en contrat lorsque se présente à l'entretien, sans parvenir à trouver un CDI. Une autre encore, en transition professionnelle, espère transformer son CDD en CDI « *Ouais, c'est ça, je pense. Mais je pense que là, ils vont me mettre un CDI [...]*. Enfin, les deux dernières sont en CDI annualisé. La première, une femme de 40 ans, divorcée avec des enfants en bas âge doit concilier sa vie professionnelle et familiale.

La seconde, dont les enfants sont scolarisés dans l'enseignement supérieur, a choisi l'entreprise dans laquelle elle se sent bien, même si ce n'est pas un emploi à plein temps, elle explique « *Aujourd'hui, le domaine où je suis c'est quelque chose que j'aime bien. Et je n'ai pas trouvé une société où je vais trouver les 35 heures avec tout ce que je fais, avec ce que je fais actuellement. [...] J'aime le travail, l'ambiance aussi ça joue énormément [...]* C'est très, très important le milieu de travail, le fait qu'on est bien dans le milieu de travail. C'est-à-dire que j'ai accepté de rester à mi-temps, parce que je suis bien ».

Le handicap

Par ailleurs, le fait d'être en situation de handicap accroît la probabilité de se retrouver dans une

trajectoire d'activité réduite courte ou de demandeur d'emploi de catégorie A (groupes 1 et 6).

LE HANDICAP RECONNU VIA LA RQTH

Deux enquêtés sont reconnus RQTH pour des raisons très différentes un sénior et une femme de 40 ans.

Ils résident tous deux en Bretagne et sont diplômés d'un CAP. Ils sont tous deux en CDI annualisé de quelques heures seulement.

Le handicap de la femme de 40 ans relève d'une maladie mentale. Son emploi de quelques heures par semaine consiste à conduire des enfants de leur domicile à leur école. L'entretien a été très difficile à mener car l'enquêtée éprouvait des difficultés à tenir la conversation et était très émotive. L'entretien s'en est trouvé très confus. La trajectoire professionnelle de cette femme est marquée par la précarité et l'impossibilité d'accéder à un emploi requérant plus d'investissement en temps et en énergie.

Le sénior de 54 ans a été reconnu RQTH à la suite d'un accident de travail qu'il a eu du mal à faire reconnaître. Après avoir été employé comme chauffeur routier pendant plus de

10 ans, une blessure au dos le rend invalide. Après une longue convalescence qui mène le couple dans une situation de surendettement, il trouve un CDI annualisé comme chauffeur de bus scolaire dans sa région. L'épouse, mère au foyer jusque-là car l'état de santé de l'un des deux enfants réclame des soins constants, se trouve dans l'obligation de reprendre une activité salariée. L'enquêté espère accroître son nombre d'heures travaillées mais sans grand espoir.

L'enquête de terrain révèle qu'au-delà de ce critère précis de RQTH, de nombreux demandeurs d'emploi rencontrés qui connaissent durablement des activités réduites nous ont fait part de problèmes de santé récurrents et d'accident du travail (voir Tableau 16 – Annexe 3 et voir *ci-avant* l'encadré de la population de référence).

La région de résidence

Le lieu de résidence influe sur les trajectoires des demandeurs d'emploi. Ainsi, le fait d'appartenir à une autre région que l'Île-de-France diminue les chances de se trouver dans une trajectoire menant à un CDI.

La région de résidence influe également sur le recours à l'activité réduite. Ainsi, résider en Bretagne et en Nord-Pas-de-Calais-Picardie augmente la probabilité sur le fait de se retrouver dans une trajectoire marquée durablement par le recours à l'activité réduite.

LA RÉGION DE RÉSIDENCE

Trois régions sont représentées dans cette étude : **la Bretagne, la Picardie et l'Île-de-France.**

Parmi les 6 enquêtés de Bretagne, cinq sont les femmes. Deux sont des seniors et les deux personnes qui sont affligées d'un handicap font partie des individus rencontrés. Ils ont tous recours à l'activité réduite sous la forme de CDI annualisés, quel que soit le niveau de diplôme qu'ils ont atteint. La mobilité n'est envisageable pour aucun. Les seniors parce qu'ils habitent près de leurs proches et/ou parce qu'ils sont propriétaires de leur logement, tandis que leurs cadets sont revenus auprès de leur famille qui est source d'appuis matériels, particulièrement lorsqu'il s'agit de femmes en charge d'enfants en bas âge. Émilie (47 ans) est partie du sud-ouest pour s'installer avec son nouveau compagnon qui réside en Bretagne où elle ne trouve pas à s'employer « *J'ai postulé un peu partout dans Quiberon* » en tant que femme de ménage ou aide à la personne mais « [...] c'est une station balnéaire [...] qui travaille surtout du printemps à tout l'été [...] l'hiver, oui un peu dur pour trouver ».

De la même façon, les **sept entretiens menés en Picardie, dont trois femmes** présentent des parcours de précarité pour la plupart. Cependant, les situations sont un peu plus contrastées bien qu'à l'instar des enquêtés de Bretagne, aucun ne travaille à plein temps. Deux femmes et un homme sont allocataires de l'ARE.

La première femme (35 ans, Bac+2) fait de son mieux pour concilier vie familiale et vie professionnelle, et qu'elle n'a aucune activité professionnelle lors de l'entretien. La seconde femme (45 ans, Bac) ne parvient pas à retrouver un CDI, après son licenciement de son poste de secrétaire qu'elle avait exercé pendant dix ans. Elle lie ses difficultés à son manque de compétences. Elle s'aperçoit « [...] que notamment dans les offres, peu importe d'où elles viennent, Pôles emploi, le métier de secrétaire, maintenant, ça ne veut plus rien dire et il faut avoir,

comme on dit, plusieurs cordes à son arc, donc, le secrétariat, OK, la bureautique OK, l'accueil OK, il ne me manque plus que la partie... alors, langue, différentes formations dans les langues, il faut ça aussi, surtout la compta, non, la comptabilité maintenant demande... en fait, il faut savoir être polyvalente. J'ai eu deux offres qui me sont passées sous le nez ». La troisième femme (45 ans et aucun diplôme) travaille en CDD à raison de 11 heures par semaine. Elle est arrivée en France récemment. Elle n'a aucune qualification.

Un homme (41 ans, Bac+5), qui vit avec une compagne propriétaire de son logement, œuvre pour ouvrir son propre commerce car il souhaite changer de mode de vie « *Et là actuellement, j'ai [il a] un projet en fait de monter avec un ami un salon de thé snacking à Rennes* ». Deux autres hommes ont

recours à l'activité réduite à travers des CDI annualisés. Ils sont tous trois en couple (l'un deux a des enfants) et ont des conjoints qui contribuent aux charges financières du ménage. L'un deux est né à l'étranger et n'a aucune qualification, le second a été emprisonné pendant plusieurs années dans la région d'Amiens et il décide d'y rester « *Oui, c'est un choix et puis c'est un accord que j'ai avec mon père. Il m'a dit : « Reste là-bas, tu es bien ». Ma mère elle a fait un peu la gueule, mais mon père a dit : « Au moins il sera tranquille là-bas [...] »* ». Ils travaillent tous deux 20 heures par semaine. Le dernier enfin, un homme (37 ans, CAP) vient de démarrer un contrat de professionnalisation en tant qu'homme de ménage après avoir eu recours à l'activité réduite pendant plus de 2 ans, ce qui permet de travailler à plein temps. Ce qu'il regrette, c'est que l'« *On gagne un peu moins [en contrat pro], je veux dire* ».

Le niveau de formation

Le diplôme reste un facteur important en termes de sortie du chômage, mais il joue également dans le recours à l'activité réduite. Disposer d'un niveau de formation élevé (BAC+2 et BAC+3 ou plus) accroît les chances de sortir des fichiers de Pôle emploi et d'appartenir à une trajectoire marquée par le retour à l'emploi (groupes 2 et 5). Tandis que les demandeurs

d'emploi disposant d'un faible niveau de formation initiale se retrouvent durablement inscrits au chômage en catégorie A (groupe 6). En outre, les demandeurs d'emploi qui disposent d'un diplôme au moins égal au Bac+3 ont moins de risques de se retrouver dans des trajectoires marquées par une activité réduite longue (groupe 4).

LE NIVEAU DE FORMATION

L'enquête de terrain présente un biais qui fait que toutes les personnes rencontrées - sauf Laurent (Bac+5, Picardie) - sont toutes dans des trajectoires marquées par des emplois discontinus. En effet, l'étude de l'activité réduite en soi et le choix ayant été laissé aux conseillers de Pôle emploi nous ont mené à rencontrer des personnes dont les situations, au moment de l'entretien, sont plutôt précaires, quel que soit leur niveau de diplôme. La majorité des enquêtés sont peu diplômés. Lorsqu'ils sont diplômés de l'enseignement supérieur, ils sont soit rentrés récemment dans la vie active, soit cette période d'insertion professionnelle vers une position stabilisée dans le système d'emploi n'a jamais été atteinte si bien qu'ils sont encore à la recherche d'un CDI sans que l'on puisse savoir s'ils y parviendront. Ces derniers ne sont jamais sortis de la situation professionnelle qui a prévalu à la fin de leurs formations initiales. Seuls quelques enquêtés qui n'ont pas de qualifications ou des bas niveaux de qualification envisagent de se former ou de reprendre un cycle de d'études (un contrat de professionnalisation et une formation d'infirmière). C'est plus le cas des jeunes puisque trois d'entre eux se sont inscrits et ont été acceptés dans des formations (licence, BTS, et contrat professionnel et formation d'électronique) au moment des entretiens.

Parmi les **six enquêtés qui ne sont pas titulaires d'un diplôme**, on compte une femme, cinq hommes - dont deux analphabètes (deux seniors) - et cinq, nés étranger à l'étranger, ne sont pas ou à peine allés à l'école « *Je n'[y] étais pas longtemps. Mes parents, ils n'avaient pas de moyens, je suis parti tôt pour l'aider et avoir à manger [...]* » Samba, 50 ans. Les emplois qu'ils exercent sont, dans la quasi-totalité des cas, peu qualifiés. Ils travaillent tous néanmoins, certains plus que d'autres. Ceux d'entre eux qui déclarent avoir une activité plus soutenue relèvent de la population de référence. Le premier a un CDI annualisé de 20 heures par semaine qu'il a bon espoir de voir être transformé en CDI à plein temps ; il raconte « *On ne sait jamais. Parce qu'avant, il y a un collègue, et maintenant il a dit qu'il va prendre sa retraite [...]* Et il reste encore un petit

peu [...] Parce qu'avec les papiers et tout ça. Et c'est moi qui va prendre sa place C'est-à-dire 6 mois ou je ne sais pas combien [...] Et maintenant, il n'y a rien, ben il m'a déjà donné la parole, comme ça, je travaille avec lui. Et c'est pour ça, il n'y a que ça, je te dépanne, c'est tout, parce que 1000 euros, je ne sais plus combien, ben ce n'est rien » (Tarik). Le second travaille en intérim de façon très régulière et souhaite obtenir un CDI intérimaire prochainement comme on le lui promet « [...] mais tu sais avant avec un grand chef, c'était un peu compliqué. Il a dit qu'il veut garder les gens pour embaucher en CDI mais le boulot, il n'y en a pas beaucoup [...] Même à moi aussi, il m'a proposé deux fois. [...] « Il faut longtemps, il faut longtemps » parce que 100 jeunes, on a vu comme quoi que tu travailles, tu connais ton boulot, on n'a jamais de problèmes quand tu travailles donc...

Mais c'est toujours le grand patron, il a dit : « Il faut longtemps [...], le dossier, il est toujours en cours » (Sekou).

Parmi les neuf personnes faiblement diplômées (CAP), on compte quatre femmes, mais aussi deux seniors : une femme (59 ans) et un homme (54 ans). Ils ont tous deux recours à l'activité réduite depuis leur accident du travail. Les huit autres ont entre 26 et 49 ans.

Parmi les sept enquêtés plus jeunes, une femme de 35 ans est à l'ARE car elle vient d'achever un CUI-CAE, c'est la seule qui ne travaille pas mais elle sait ce qu'elle veut faire, AVS dans une école et elle concentre son énergie dans ce sens « [...] j'ai re-postulé avant la fin de mon contrat pour savoir s'il y avait possibilité de... d'embaucher différemment qu'en CUI. [...] les enseignants étaient prêts après à appeler l'Education nationale pour savoir à ce qu'ils continuent à m'embaucher derrière [...] Ben, oui, un peu, là, oui, un peu quand même la crainte de pas retrouver derrière mais j'ai... c'est vrai qu'en, en postulant auprès de... du poste d'AVS, j'espérais avoir une, une réponse favorable, parce que je sais qu'il y a beaucoup de, de demandes [...] ».

Deux d'entre eux ont recours à l'activité réduite : le premier (homme, 42 ans) est sorti de prison récemment et la seconde (femme, 40 ans) est handicapée, reconnue RQTH. Deux hommes (34 et 35 ans) sont régulièrement recrutés sur des missions intérim. Suite à une démission, le premier n'a pas été recruté par son nouvel employeur malgré des promesses d'embauche en CDI, ce qui l'a mis dans une position difficile « [...] Et que l'autre avec sa proposition qui n'aboutit pas. J'attendais ça en fait. Je n'étais pas pressé, je me disais : « Je vais prendre un peu de temps pour moi. Et après, je reprendrai à la fibre optique » qui s'est révélée [na pas fonctionner]... ». Le second n'a jamais accédé à un CDI et il accepte des missions alimentaires qui lui permettent de développer des activités qui l'intéressent davantage comme il le présente « J'ai roulé ma bosse, vraiment, j'ai roulé ma bosse. J'ai continué tout en travaillant, en continuant le théâtre [...] je fais des brocantes, je fais des vide-greniers ». Une femme (35 ans) travaille en CDD et espère qu'il se transformera en CDI. Enfin un homme de 37 ans est en contrat de professionnalisation.

Cinq des dix personnes titulaires d'un baccalauréat sont des femmes. Trois sont des jeunes de 25 ans et moins, une femme est sénior et les six autres font partie de la population de référence. Un homme a obtenu son baccalauréat à l'étranger. La plus âgée (50 ans) a choisi son métier d'assistante maternelle, métier dont les mécanismes font appel à l'activité réduite de façon structurelle. Parmi ceux qui ont un CDI, une femme (44 ans) a opté pour un emploi à mi-temps car elle se sent bien dans l'entreprise et un jeune (25 ans) arrivé d'un DOM a récemment accepté un CDI annualisé d'une dizaine d'heures par semaine pour assurer son autonomie financière à minima (il est hébergé dans sa famille comme tous les jeunes enquêtés). L'entretien est décousu car il a du mal à se concentrer et à répondre aux questions posées. Son parcours est chaotique et au moment de l'entretien, son avenir professionnel est peu assuré.

Deux des quarantennaires ne travaillent pas et ont ouvert des droits à ARE. Ils se sentent en déclassement, déclassement qu'ils attribuent aux restructurations du marché du travail. Le troisième quarantenaire (41 ans) travaille en CDD depuis toujours et développe ses propres activités en parallèle, qu'il espère devenir source de revenus pour arrêter ses contrats alimentaires. Il parle de ses projets de manière enthousiaste « *Illustrations, [le] graphisme. Je travaille avec en fait des amis qui sont basés au Maroc. Et aujourd'hui... enfin ça c'est encore à l'état de... enfin ce n'est pas encore achevé, voilà, ça a mis un petit peu de temps, déjà moi à trouver un peu ma voie. [...]. Et puis, j'ai investi beaucoup mes économies* ».

La seule trentenaire ayant un baccalauréat travaille en intérim bien qu'elle souhaite vivement être recrutée en CDI après avoir enchaîné les CDD. « A long terme, elle aimerait intégrer une formation d'infirmière mais dans l'immédiat, elle n'en a ni les moyens, ni le temps « [...] Ils m'ont promis un CDI, je me suis défoncée pendant 18 mois, je courais de gauche à droite, je n'ai pas vu mon fils. En plus là-bas c'est 7h00-19h00, en 12 heures, le week-end. Je n'avais pas droit aux vacances, parce que c'est comme ça on n'a pas droit aux vacances. Chaque fois qu'on me prolongeait, on me dit « Tu es dispo ? », oui, je courais comme une folle partout. D'ici ça me mettait une heure et demi pour y arriver. Je partais d'ici tous les jours. J'arrivais chez moi à 21h00, je partais de chez moi à 5h00 du matin, 5h30. À la fin... Voilà pourquoi aussi je me suis dit stop le CDD. Je dis stop le CDD. On ne peut pas être malade, on ne peut pas être en vacances, on ne peut rien faire quand on est en CDD. On ne peut rien faire. On est malade, on est stressé, j'avais des boules d'estomac, je fumais. J'ai arrêté tout ça, aujourd'hui ma vie ça va beaucoup mieux. Je vais au sport. Avec l'intérim je m'organise. Je retrouve vraiment une vie [...]. Je cherche un CDI, parce que la formation d'infirmière c'est une formation qui peut attendre. Dans le cas où je me dis ça peut attendre, même si je le fais... j'ai 32 ans, même si je le fais dans trois ans, dans deux ans ou dans cinq ans, ce n'est pas... Tant que je trouve une stabilité, déjà financière pour régler tous mes petits soucis, mon permis que j'avais raté, les trucs, tout ça là que j'attends, je n'ai pas d'argent pour le passer. Là je peux juste vivre. Parce qu'avec ce qu'on me paie, 1 000 €, 900 €, c'est vraiment juste, juste pour payer mes factures et pour vivre. Donc ça s'arrête là. Donc c'est vrai que je cherche vraiment un poste en CDI avec un salaire assez intéressant quand même. Mais pour l'instant, je ne vois pas du tout [...] » (Bintou, 32 ans).

Le jeune homme de 27 ans qui a obtenu son baccalauréat à l'étranger - arrivé en 2012 - travaille en CUI-CAE. C'est un premier emploi qui lui permet de s'installer en France et d'assurer une première autonomisation. Une fois cette étape passée, il projette de se former à un métier qui offre des débouchés pour s'insérer sur le marché du travail plus facilement. Il raconte « *Et cette année, je me suis dit : ce sera mieux que au lieu de travailler seulement parce qu'ils m'ont demandé de... ils m'ont renouvelé en fait le contrat, et comme c'est... je pense que c'est... j'aurai pas droit au, à la troisième fois, donc cette année de, de faire d'abord ce que je suis en train de faire, des démarches pour le logement, parce qu'on m'avait conseillé de faire la demande au niveau des Foyers*

de Jeunes Travailleurs, c'est ce que je suis en train de faire. Ils m'ont demandé de faire des tas de documents que je suis en train de reconstituer. Et une fois trouver un logement, je, je me dis si c'est... si ça sera tard, là, je je vais en profiter pour faire une formation [...]. Je, je m'étais dit que ce sera mieux que je fasse quelque chose de ce genre. Et du coup, j'avais demandé si, si c'était possible que je fasse, c'est quoi encore, une formation de plaquiste » (Vincent). Les deux derniers possédant cette caractéristique ont 22 ans (homme) et 26 ans (femme). Le premier a une famille à charge (2 enfants) et une conjointe qui ne travaille pas. Le ménage vit chez les parents du jeune homme et ce dernier se sent responsable. Bien qu'il souhaite reprendre une formation de moniteur auto-école, il rejette l'idée car l'urgence est de trouver un appartement à sa nouvelle famille à subvenir aux besoins de cette dernière. Cette perspective est néanmoins hypothétique au moment de l'entretien puisqu'il enchaîne des petits contrats en CDD sans parvenir à les pérenniser. C'est ainsi qu'il exprime l'impossibilité à laquelle il doit faire face au moment de l'entretien « Ce n'est pas l'envie qui manque parce que je... voilà. Je vois une voiture auto-école qui passe, moi ça me fait sourire quoi c'est... Mais voilà c'est... [...] Disons que je me dis peut-être que je ferai, entre guillemets, quelque chose qui me plaît davantage quand ma compagne aura peut-être une situation ou quand on sera plus stables puisque là, on ne tourne encore que grâce à moi entre guillemets, et mes parents. Donc, entre guillemets, je reste dans le côté « pas de folies [...] »

La jeune femme de 26 ans a choisi de travailler après son Bac S. Après être passée d'un « petit boulot » à l'autre, elle a fait le choix de s'inscrire dans un BTS, dans une école privée, pour s'assurer un meilleur avenir. En attendant la rentrée scolaire, elle travaille quelques semaines pour gagner un peu d'argent. Elle explique « Je me suis sentie bloquée. Je me suis dit : attends ça fait un an, tu es là, tu fais des petits contrats, CDD, voilà. Tu ne vas pas donc faire ça toute ta vie. Donc c'est soit tu te trouves un truc, une formation, n'importe, une formation BTS, un truc qui... une qualification, soit tu continues comme ça. Mais ce n'est pas possible [...] Et bon, au final j'ai trouvé mon entreprise donc je vais faire mon BTS. Mais c'est vrai que, si je n'avais pas trouvé mon patron, j'aurais su où aller. Si je n'avais pas vu ma conseillère je n'aurais pas su où aller, quoi faire, donc [...] C'est une école privée ».

Les diplômés de l'enseignement supérieur sont au nombre de dix. Les trois plus âgés sont les plus diplômés, ils ont tous trois un Bac+5 mais aucun d'eux n'est en passe d'obtenir un emploi stable à plein temps. Une femme (49 ans), qui a toujours vécu de petits emplois, travaille en CDI annualisé au moment de l'entretien. Le second, un quarantenaire (41 ans), cherche à monter son affaire, ce qui, s'il y parvient, constituera une forme d'emploi stable ainsi qu'il le raconte. « Et là actuellement, j'ai un projet en fait de monter avec un ami un salon de thé snacking à Rennes [...] c'est, il ne faut pas oublier, c'est le salon de thé, donc salon de thé avec en fait des pâtisseries. Et en fait, ce qu'on vise, c'est plutôt du haut de gamme ». Entre temps, il perçoit l'ARE. Le troisième enfin travaille dans le milieu du spectacle et a toujours travaillé

en contrats courts, qu'ils relèvent du régime général ou du régime des intermittents du spectacle « [...] je suis comme permanent. En communication administration on ne peut pas être intermittent sauf par exemple pour le théâtre du « tV ». Et là actuellement je suis avec deux compagnies, pour la compagnie « I » aussi en tant qu'intermittent. Mais on m'a nommé administrateur de production ».

Les titulaires d'un Bac+2 sont âgés de 24 à 40 ans. La plus âgée (41 ans) travaille en CDI annualisé suite à son divorce. Elle élève seule ses deux enfants et ne peut envisager de travailler à temps plein avant que les enfants ne soient un peu plus autonomes. Elle souhaite surtout avoir des horaires qui lui permettent de ne pas travailler en soirée et les week-ends, notamment les dimanches, comme c'est le cas au moment de l'entretien. Parmi les deux trentenaires, une femme (35 ans) perçoit l'ARE et accepte quelques contrats de travail, dans la perspective de concilier vie professionnelle et vie familiale. Le second, un homme de 32 ans qui a travaillé en Irlande pendant dix ans, cherche à se faire recruter par une compagnie aérienne française. Il est « steward » intérimaire. Il est conscient que la restructuration du secteur a modifié les processus de recrutement qui passe dorénavant par une période de travail en intérim d'au moins une année comme il le formule très bien « Il y a du personnel permanent, bien sûr. Il y a des CDI dans la société dans laquelle je travaille mais actuellement, ils embauchent également des intérimaires puisque, je pense, ils ne sont pas sûrs de l'évolution du secteur de l'aérien actuellement [...] Mais je suis optimiste puisqu'en fin de compte là c'est vrai que l'activité dans l'aérien est assez particulière mais ça va se débloquer et de nouveau des CDI vont être proposés dans... Pour revenir sur Transavia, on obtient un CDI chez eux au bout de deux ans et demi, trois ans [...] Alors, intérim dans un premier temps, on va dire la première année, la deuxième année, on aura des contrats saisonniers [...] Puis généralement, en troisième année chez eux, on obtient un CDI [...] ».

Enfin, les quatre plus jeunes ont des situations professionnelles proches de celles de leurs aînés. La plus âgée (26 ans) travaille en CDD au moment de l'entretien pour avoir un salaire et en attendant le début de sa formation qui démarre quelques semaines après l'entretien. Elle s'est en effet inscrite dans une licence en management, dans une école privée, pour améliorer son niveau de qualification et dans l'optique de créer sa propre entreprise « moi j'étais vraiment dans mon truc entêtée étude-étude, licence-licence [...] je me suis dit que ça pourrait me servir par rapport au projet que je voudrais monter [...] de créer mon entreprise, etc., mais je n'ai pas lâché ».

Une jeune femme (25 ans) qui a obtenu son BTS au bout de quatre années n'envisage pas une reprise d'études mais un départ de la région parisienne pour la province (ouest de la France) d'où est originaire son conjoint et où elle espère trouver un emploi dans le secteur sanitaire et social. Au moment de l'entretien, elle prépare leur départ. Un jeune homme (25 ans) travaille en intérim depuis sa sortie de son DUT de comptabilité. Il cherche activement un CDI mais sans grand succès. Si la situation perdure, il projette de créer sa

propre entreprise « *Idéalement, j'aimerais bien être mon propre patron comme tout le monde [...] c'est un désir intérieur qui veut me pousser à diriger en fait [...] Plus j'ai des responsabilités, plus ça me donne de l'ambition dans ce que je fais et vouloir être le meilleur dans ce que je fais [...] et même quand on est à l'école, on ne pense pas forcément à l'après, par exemple, à chercher un emploi au plus vite. Il y a des moments où c'est un peu plus dur que d'autres de trouver un emploi. Et oui par la suite, j'ai trouvé que c'était un peu compliqué de trouver un emploi, oui* ».

Le plus jeune d'entre eux (24 ans) n'est pas allé aux examens de son BTS vente. Après avoir cumulé des CDD qui ne se

transforment pas en CDI et parce qu'il a besoin d'argent, il a pris le parti de faire un contrat de professionnalisation dans la perspective de se voir offrir un CDI par l'entreprise qui l'emploie à la fin de la formation comme il l'explique « *Parce que là, à l'heure qu'il est, je suis tellement dans la merde financièrement que je suis obligé de faire un contrat pro à 900 € [...] ils ne voulaient pas me prendre, déjà ils ne voulaient pas me présenter parce que j'avais le niveau BTS, je n'ai pas obtenu mon BTS mais j'ai le niveau, ils ne voulaient pas me présenter puisque j'étais trop qualifié, ça je tiens à le souligner aussi [...]* ».

La catégorie socioprofessionnelle

Les cadres passés par une activité réduite ont plus de chances de s'inscrire dans des trajectoires marquées par un retour durable dans un emploi à durée indéterminée, et ont ainsi moins de risques de connaître durablement une activité réduite, qu'elle soit courte ou longue. Les demandeurs d'emploi employés non qualifiés ont plus de risques de rester durablement dans une activité réduite courte (groupe 1), ainsi que de s'inscrire durablement dans une trajectoire de catégorie A, autrement dit sans emploi (groupe 6). En outre, les ouvriers ont une probabilité plus élevée de rester durablement inscrits à Pôle emploi, soit sans emploi (groupe 6), soit en exerçant une activité réduite longue (groupe 4).

Le motif d'inscription

Le motif d'inscription influence sur le fait d'appartenir à l'une des trajectoires types. Les demandeurs d'emploi qui se sont inscrits suite à un licenciement (économique ou autres) ont plus de risques non seulement de se retrouver dans une trajectoire marquée par une activité réduite courte (groupe 1), mais aussi pour ceux dont le licenciement n'est pas économique de rester durablement sans emploi (groupe 6). Par ailleurs, ceux qui sont entrés à Pôle emploi suite à une mission d'intérim ont moins de chances de se retrouver dans une trajectoire marquée par une sortie durable en CDI. Ils ont en effet plus de risque de se retrouver durablement en activité réduite longue (groupe 4) mais moins de chances de se retrouver en activité réduite courte (groupe 1).

Le fait d'être primo-arrivant diminue la probabilité de se retrouver dans le groupe des personnes qui sortent durablement vers un emploi à durée indéterminée, mais accroît la probabilité de se retrouver dans une trajectoire durable au chômage, en activité réduite ou non (groupes 1, 4 et 6).

L'indemnisation chômage

Le type d'indemnisation permet une nouvelle fois de distinguer les individus qui retrouvent le chemin de l'emploi durable de ceux qui poursuivent en activité réduite : le fait de bénéficier d'une indemnisation chômage (assurance ou solidarité) augmente la probabilité de se retrouver dans l'un des deux groupes conduisant à l'obtention d'un emploi. Enfin, les demandeurs d'emploi inscrits dans un autre régime que le régime général ont moins de chances d'entrer durablement dans une trajectoire marquée par l'emploi à durée indéterminée à l'issue de la période d'activité réduite. Ils ont ainsi plus de risques de se retrouver durablement en activité réduite. Par ailleurs, le fait d'appartenir au régime des intérimaires augmente la probabilité d'appartenir à une trajectoire marquée durablement par l'activité réduite. Les intérimaires ont une meilleure connaissance que les autres demandeurs d'emploi des règles de cumul assurance chômage-activité réduite (par leurs collègues, amis et famille, mais aussi par les conseillers des agences d'intérim), si bien qu'ils restent inscrits durablement à Pôle emploi (voir partie 2). Les intermittents du spectacle ont une probabilité plus élevée d'avoir recours durablement à une activité réduite longue (groupe 4).

Le RSA

Par ailleurs, percevoir le RSA augmente le risque de se trouver dans le groupe des demandeurs d'emploi qui se retrouvent durablement au chômage en catégorie A (groupe 6) ou exerçant une activité réduite courte (groupe 1), mais influence négativement sur la probabilité que se trouver dans les groupes conduisant à l'emploi ou à l'activité réduite longue (groupes 2, 5 et 4).

CONCLUSION

L'utilisation d'une méthode d'appariement optimal a permis d'identifier différents types de trajectoires des demandeurs d'emploi ayant recours à l'activité réduite. Cette typologie a ainsi permis de dégager 6 groupes de trajectoires différentes : (1) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « courte » ; (2) une trajectoire marquée par un retour durable dans un emploi à durée indéterminée ; (3) une trajectoire marquée par de l'attrition ; (4) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « longue » ; (5) une trajectoire de sortie vers les CDD/CTT ; (6) une trajectoire durable sans emploi en catégorie A. Cette analyse met en évidence que seuls 8% des demandeurs d'emploi s'inscrivent dans des trajectoires marquées par une sortie durable vers un emploi à durée indéterminée. Tandis que 25% appartiennent à des trajectoires marquées par une activité réduite durable, 30% présentent des trajectoires caractérisées par une situation durable sans aucune activité au chômage.

Cette typologie a été couplée à l'utilisation d'un modèle économétrique pour saisir les effets des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles. Les estimations effectuées sur la probabilité des demandeurs d'emploi suivis d'appartenir à l'une ou l'autre de ces trajectoires types nous ont permis de mettre en évidence les déterminants des trajectoires qui s'accompagnent d'un retour à l'emploi, ceux des trajectoires de recours à l'activité réduite et ceux des trajectoires de chômage durable. Cette analyse couplée à une enquête de terrain a permis d'éclairer les parcours biographiques des demandeurs d'emploi qui ont expérimenté de manière plus ou moins durable une activité réduite.

Nos résultats montrent que les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite influent sur leur trajectoire professionnelle. Ainsi, les seniors et les femmes qui ont eu recours à une activité réduite ont moins de chances de se trouver dans une trajectoire débouchant sur l'obtention d'un

emploi, tandis qu'ils ont plus de risques de se trouver durablement en activité réduite. Le fait d'être plus diplômé et d'être cadre accroît les chances de s'inscrire dans une trajectoire marquée par un retour durable à l'emploi. En outre, le motif d'inscription joue sur l'appartenance à l'une des trajectoires types. Les demandeurs d'emploi qui se sont inscrits suite à un licenciement (économique ou autres) ont ainsi plus de risques de se retrouver dans une trajectoire caractérisée par une activité réduite courte. De plus, s'inscrire à Pôle emploi suite à une mission d'intérim diminue les chances de sortir durablement du chômage vers un emploi stable.

Les parcours biographiques des demandeurs d'emploi interrogés permettent d'éclairer les trajectoires des demandeurs d'emploi et de mettre en évidence les caractéristiques spécifiques de ceux qui ont pratiqué durablement une (ou des) activité(s) réduite(s). Ces entretiens permettent de rendre compte de la complexité des facteurs qui influent sur les parcours des demandeurs d'emploi. Ces facteurs se croisent et s'accumulent en impactant durablement leur trajectoire professionnelle. L'enquête de terrain révèle aussi d'autres facteurs de frein à la sortie vers un emploi durable et d'enfermement dans une trajectoire marquée par des activités réduites, comme des problèmes de santé récurrents chez de nombreux demandeurs d'emploi, d'accident du travail, ou encore des discriminations subies.

Après avoir mis en évidence les facteurs qui influent sur l'enfermement dans des trajectoires marquées par des activités réduites, il convient de s'interroger sur l'impact de cette pratique sur la sortie durable du chômage et l'accès à un emploi de « bonne qualité ». La partie 4 nous permet ainsi d'étudier le devenir des demandeurs d'emploi et l'effet de pratiquer une activité réduite sur le taux de sortie vers l'emploi, en tenant compte de la nature du contrat de travail.

L'ACTIVITÉ RÉDUITE EN FRANCE : QUELS EFFETS SUR LE CONTRAT DE TRAVAIL ?

Dans cette partie, nous analysons les conséquences du passage de l'activité réduite en 2012 en France sur le type de contrat caractérisant l'emploi en reprise.

Depuis la fin des années 1970, les pays d'Europe connaissent des taux de chômage élevés. Le phénomène s'est accentué depuis le début de la crise économique amorcée en 2008. En France en particulier, le nombre de demandeurs d'emploi sans aucune activité a ainsi augmenté de près de 65 % entre septembre 2008 et avril 2015. Cependant, dans le même temps, la catégorie de demandeurs d'emploi qui exercent une activité à temps réduit (contrat temporaire ou temps partiel tout en étant inscrit à Pôle emploi) a augmenté de plus de 80 %.

Cette catégorie de demandeurs d'emplois a vu son nombre croître en France mais aussi dans d'autres pays en Europe depuis les années 1990. Elle a alors fait l'objet de nombreuses études, tant en France (Granier et Joutard, 1999 ; Gurgand, 2009, Fremigacci et Terracol, 2013 ; Terracol, 2013), qu'à l'étranger (Gerfin et Alii, 2002 ; Kyyrä et Alii, 2009 ; Lalive et Alii, 2008) ; Cf. Fremigacci, 2011, pour une revue de la littérature sur le sujet. L'objectif de ces analyses est essentiellement de savoir dans quelle mesure le fait d'exercer une activité permet d'accélérer le retour à l'emploi. Ces études aboutissent à des effets contrastés. A court terme, l'activité réduite enfermerait le demandeur dans une trajectoire de contrats de travail précaires. A long terme, une activité réduite à temps plein accroîtrait la probabilité de retrouver un emploi.

Plus récemment, Fontaine et Rochut (2014) se sont plus particulièrement intéressés à la qualité de l'emploi repris hors activité réduite. Les auteurs s'intéressent notamment à l'effet de l'activité réduite sur le salaire et le nombre d'heures du contrat de travail de l'emploi en reprise. Ce travail a été rendu possible par la fusion réalisée par l'ANPE, la DARES et l'INSEE des Déclarations Annuelles de Données Sociales (Insee) et du Fichier

historique des demandeurs d'emploi sur la période 1999-2004. Cette fusion permet de disposer dans un même fichier des données statistiques sur les périodes d'emploi et de chômage pour les demandeurs d'emploi. Si les auteurs aboutissent au résultat suivant lequel l'activité réduite a un effet positif sur le retour à l'emploi à long terme, ils montrent qu'il n'y a pas d'effet positif sur le salaire en emploi et le nombre d'heures travaillées.

Dans la présente analyse, nous menons un travail complémentaire à celui réalisé par Fontaine et Rochut (2014). Nous étudions l'impact de l'activité réduite sur le type de contrat de travail en reprise d'emploi (contrats à durée indéterminée ou déterminée ; les contrats de travail temporaires). Pour cela, nous mobilisons les données du Fichier Historique des statistiques des demandeurs d'emplois et du D3 issu du fichier national des allocataires (Pôle emploi), et des Déclarations Préalables A l'Embauche. Cette deuxième source nous permet de disposer d'informations sur l'emploi en reprise. Nous utilisons alors des méthodes semi-paramétriques d'appariement dynamique (Lechner, 2008 ; Frederiksson et Johanssen, 2008) afin d'évaluer un effet causal de l'activité réduite. Pour cela, nous considérons un sous-échantillon d'entrants au chômage durant les 6 premiers mois de l'année 2012 et nous construisons deux groupes d'individus traités (demandeurs d'emplois passés par l'activité réduite) et non traités (individus ayant recouru à une activité réduite plus tard ou sans aucune expérience d'activité réduite). Nous comparons alors le devenir sur le marché du travail des 2 groupes d'individus sur un horizon de 6 mois ou 12 mois après l'entrée en activité réduite.

Nous montrons que le passage par l'activité réduite aurait pour conséquence de diminuer le taux d'emploi des individus sur un horizon de 6 mois ou de le laisser inchangé si l'on se place 1 an après l'entrée en activité réduite. En outre, l'activité réduite réduirait la probabilité d'être en contrat à durée indéterminée à 6 ou 12 mois ; ce n'est plus le cas si l'on ne considère que les emplois en reprise (*ie.* hors activité réduite). Par contre, dans tous les cas, l'activité réduite accroîtrait la probabilité pour les individus concernés d'être en contrat de travail temporaire.

Le reste du présent chapitre est organisé de la manière suivante. La section 1 présente les données utilisées et les premières statistiques. La section 2 présente la méthodologie économétrique mobilisée et les résultats.

LES DONNÉES

Après présenté les sources de données mobilisées (1), nous présentons nos échantillons, ainsi que des premières statistiques descriptives (2).

Les sources¹²

Dans le cadre de notre analyse, cherchons à évaluer l'impact de l'activité réduite sur le taux d'emploi et le type de contrat de travail de l'emploi en reprise. Pour cela, nous mobilisons deux sources : le FH-D3 (Pôle emploi) et les DPAE (Agence Centrale des Organismes de Sécurité Sociale, AcoSS).

Le FH (Fichier Historique statistiques des demandeurs d'emploi) et le D3 issu du fichier national des allocataires de Pôle emploi. Pour chaque demande d'emploi sur la période 2004-2013, le FH nous permet entre autres d'accéder à plusieurs types d'informations sur le demandeur d'emploi considéré :

- les données démographiques (sexe, âge, nationalité, situation maritale et nombre d'enfants ; qualification et formation du demandeur d'emploi) ;
- le secteur d'emploi recherché ; la filière d'indemnisation et le régime particulier d'indemnisation, le motif et le mois d'inscription à Pôle emploi, mois par mois ;

Le fichier du D3 nous permet en particulier d'avoir des renseignements sur l'indemnisation et sur l'activité

réduite (salaire et nombre d'heures) réalisée par un demandeur d'emploi, pour un mois donné. Nous mobilisons le fichier au 1/10^e dans notre analyse.

Le fichier des DPAE (Déclarations Préalables A l'Embauche) de l'AcoSS.

La déclaration préalable à l'embauche remplace la déclaration unique d'embauche. Il s'agit d'une formalité obligatoire à remplir par l'employeur auprès de l'URSSAF, pour toute embauche d'un salarié relevant du régime général de la Sécurité Sociale. Le fichier des DPAE à notre disposition recense sur la période 2012-2014 l'ensemble des déclarations faites par les employeurs.

Cette source de données statistiques nous permet pour chaque déclaration faite d'avoir des renseignements sur :

- le type de contrat (contrat à durée indéterminée, à durée déterminée ou contrat de travail temporaire) ;
- la date d'embauche et de fin de contrat (le cas échéant) ;
- le secteur d'activité et la taille de l'établissement employeur.

Échantillon et premières statistiques descriptives

Dans le cadre de notre analyse, nous considérons un sous-échantillon de demandeurs d'emplois qui se sont inscrits à Pôle emploi entre janvier et juin 2012. Nous excluons les intermittents du spectacle et les demandeurs d'emplois en catégories D et E. Pour chaque demandeur d'emploi, on relève – le cas échéant – le mois marquant le début de sa première expérience en activité réduite après son inscription à Pôle emploi. A des fins d'exploitation statistique, nous restreignons la taille de notre échantillon en sélectionnant aléatoirement un sous-échantillon constitué de 10 % des demandeurs d'emploi considérés. Notre échantillon contient ainsi 21 960 demandeurs d'emploi inscrits entre janvier et juin 2012 pour lesquels nous sommes en mesure de suivre les trajectoires en termes de demande de demande et de reprise d'emploi sur les années 2012 et 2013¹².

11. Pour de plus amples détails sur les deux sources mentionnées, le lecteur se référera à la section 1 de la partie 1 du présent rapport.

12. 2012-2013 correspond à la période recouverte à la fois par les fichiers du FH-D3 et des DPAE à notre disposition.

Caractéristiques des demandeurs d'emploi

Le **tableau 8** décrit le sous-échantillon utilisé en matière de caractéristiques sociodémographiques.

Les informations retenues sur les demandeurs d'emplois datent du moment-même de leur inscription. Les constats suivants peuvent être faits. 47,8 % des demandeurs d'emplois ont eu au moins une expérience d'activité réduite lors de leur première inscription à Pôle emploi entre janvier et juin 2012. Premièrement, on peut noter que les personnes ayant recouru à l'activité réduite sur le premier semestre 2012 sont plus

fréquemment des personnes de sexe féminin, de nationalité française, vivant en couple, ayant un CAP ou BEP, des ouvriers ou des employés qualifiés. Deuxièmement, il s'agit plus fréquemment de demandeurs d'emplois dont le motif d'inscription à Pôle emploi est la fin de CDD ou d'intérim, dont le secteur d'emploi recherché est constitué des métiers de l'industrie. Troisièmement, une personne passée par l'activité réduite dans sa première demande d'emploi est plus fréquemment indemnisée et bénéficie plus souvent de l'ARE tout en relevant du régime général.

TABLEAU 8

CARACTÉRISTIQUES DES DEMANDEURS D'EMPLOI AYANT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE OU NON

CARACTÉRISTIQUES DES DEMANDEURS D'EMPLOI	PAS D'AR AU COURS DE LA DEMANDE	AR AU COURS DE LA DEMANDE	TOUS LES ENTRANTS DE JANVIER À JUIN 2012
<i>Nombre de personnes</i>	11 476	10 484	21 960
Sexe			
Homme	53	49	51
Age à l'inscription			
Age moyen	33,68	34,01	33,83
Moins de 25 ans	26	23	25
Entre 25 et 49 ans	61	66	64
50 ans et plus	13	11	12
Nationalité française	85	89	87
Situation maritale			
Célibataire	54	51	53
Séparé	10	9	9
En couple	35	41	38
Nombre d'enfants			
Pas d'enfant	63	60	62
Un ou deux enfants	28	30	29
Trois enfants ou plus	9	9	9
Niveau de formation			
Pas de diplôme	5	4	5
BEPC	14	11	13
LYCEE	2	1	2
CAP-BEP	34	39	36
BAC	21	22	21
BAC+2	11	12	11
BAC+3 et plus	12	11	12
Qualification			
Ouvrier non qualifié	10	11	11
Ouvrier qualifié	12	16	14
Employé non qualifié	24	17	21

CARACTÉRISTIQUES DES DEMANDEURS D'EMPLOIS	PAS D'AR AU COURS DE LA DEMANDE	AR AU COURS DE LA DEMANDE	TOUS LES ENTRANTS DE JANVIER À JUIN 2012
<i>Nombre de personnes</i>	11 476	10 484	21 960
Employé qualifié	41	44	42
Techniciens et agents de maîtrise	7	8	8
Cadres	6	4	5
Motif d'inscription			
Licenciement économique	3	3	3
Autre licenciement	11	9	10
Démission	4	3	4
Rupture conventionnelle	6	5	5
Fin de CDD	22	31	26
Fin d'intérim	6	14	10
Primo-entrants	6	2	4
Fin d'arrêt maladie	4	4	4
Fin d'activité non salariée	2	1	1
Fin de stage	2	2	2
Autre cas	36	25	31
Code ROME de l'emploi recherché			
Agriculture, pêche et nature	3	4	4
Art et maîtrise d'ouvrage	1	0	0
Banque, Assurance et Immobilier	2	1	1
Commerce, vente et distribution	18	15	16
Communication et multimédia	2	2	2
Construction, bâtiment et travaux publics	11	11	11
Hôtel, restaurant et tourisme	10	8	9
Métiers de l'industrie	7	12	9
Installation et maintenance	4	4	4
Métiers de la santé	3	4	3
Services à la personne	17	18	18
Métiers du spectacle	1	1	1
Support aux entreprises	12	10	11
Transports et logistique	9	11	10
Indemnisable au cours de la période	38	69	53
Type d'allocation			
ARE	36	67	51
Autres assurances	0	0	0
Solidarité	2	2	2
Régimes particuliers			
Régime général	34	50	41
Intérim	4	20	11
Autres régimes	62	31	47

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : Parmi les personnes ayant eu une expérience d'activité réduite durant leur demande d'emploi, 44 % sont employés qualifiés.

NOTE : pourcentage.

Variables d'intérêt : évolution depuis l'inscription à Pôle emploi

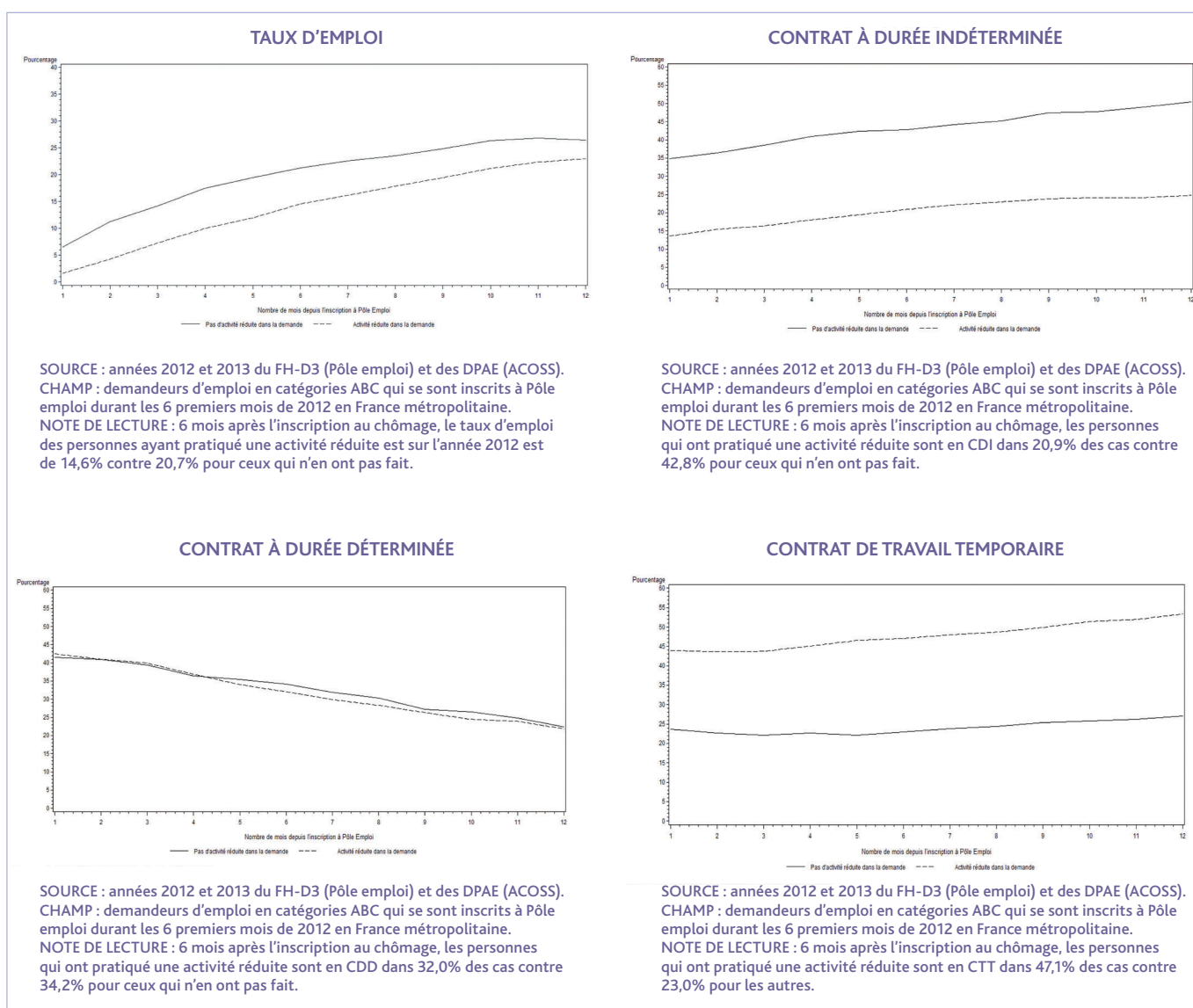
Étant donné que nous nous intéressons à la reprise d'un emploi (et à sa nature) par le demandeur d'emploi, nous mobilisons les fichiers des DPAE et du FH-D3 pour construire les évolutions des variables qui nous intéressent : le taux d'emploi d'une part, les proportions des différents types de contrat de travail d'autre part. Nous mesurons ces évolutions depuis le mois d'inscription de l'individu à Pôle emploi et distinguons les individus qui ont passé (au moins) un mois en activité réduite (depuis leur inscription à Pôle emploi) des autres individus.

Quel que soit l'horizon temporel retenu, nous constatons que le taux d'emploi est plus faible chez les individus ayant recouru à l'activité réduite que chez les autres. Du côté des types de contrats de travail, les demandeurs d'emploi avec une expérience en AR ont plus fréquemment des contrats de travail temporaire et moins fréquemment des contrats à durée indéterminée¹³.

Ces corrélations ne constituent en rien un impact de l'AR sur le taux d'emploi. Comme nous l'avons vu précédemment les individus qui ont recouru à l'AR diffèrent des autres suivant différentes caractéristiques.

FIGURE 4

ÉVOLUTION DES TAUX D'EMPLOIS ET DES TYPES DE CONTRATS ASSOCIÉS (CDI, CDD, CTT), SELON L'HORIZON TEMPOREL CONSIDÉRÉ ET LA PRATIQUE D'UNE ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DE LA DEMANDE D'EMPLOIS



13. Si l'on exclut de la situation d'emploi les expériences en activité réduite, les mêmes constats demeurent.

MÉTHODOLOGIE ÉCONOMÉTRIQUE ET RÉSULTATS

L'objectif de la présente section est de présenter la méthodologie économétrique susceptible de pouvoir nous permettre d'évaluer l'impact du recours à l'activité réduite sur le type de contrat de travail de l'emploi occupé après recours à l'activité réduite (1), et de présenter les principaux résultats (2).

Stratégie

Pour cela, il nous faut contrôler du biais de sélection tout en tenant compte de la spécificité des données statistiques sur les demandeurs d'emploi.

Premièrement, et en effet, on pourrait penser que les personnes en activité réduite sont les plus employables et donc les plus à même de retrouver un emploi. A la section 1, nous avons vu que les deux sous-populations (avec ou sans AR) différaient en termes de caractéristiques sociodémographiques. De plus, il se peut que les deux groupes de demandeurs d'emplois diffèrent suivant des caractéristiques inobservables de l'économètre.

Deuxièmement, il convient de retenir une méthode qui nous permette aussi de tenir compte de la spécificité des données de demandeurs d'emploi (variables de durée notamment). En particulier, ces derniers ne commencent pas au même mois de 2012 leur épisode de chômage. En outre, tous les demandeurs d'emplois qui ont recours à l'activité réduite ne la débutent pas au même moment au regard de leur date d'entrée au chômage.

Afin d'estimer un effet causal de l'activité réduite, il importe alors de considérer une méthode économétrique qui permette à la fois de contrôler du biais de sélection de tenir compte du timing des événements (entrée au chômage ; entrée en activité réduite une fois entré(e) au chômage). A ce jour, deux principaux types de méthodes sont avancées (Frederiksson Et Johansson, 2008 ; Lalive, Van Ours et Zweimüller, 2008).

Une première approche est le « timing of events » D'abring et Van Den Berg (2003) appliqué aux variables de durée. Elle requiert l'estimation de modèles de durée et permet de contrôler d'un biais de sélection lié à des variables observables et inobservables, via la modélisation de la variable de sortie (taux d'emploi ou type de contrat associé l'emploi en sortie de chômage) et la variable de sélection (l'accès à l'activité réduite),

tout en supposant que les deux variables de termes d'erreur inobservables sont potentiellement corrélées entre elles. Cependant, cette méthode repose sur des hypothèses fortes de modélisation de l'hétérogénéité inobservée qu'il est difficile de tester (Frederiksson et Johansson, 2008).

Une deuxième méthode adapte les méthodes d'appariement sélectif sur le score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983) au cas des données de durées en tenant compte du « timing » des événements (cf. Sianesi, 2004, et plus récemment, Lechner, 2008, et Frederiksson et Johansson, 2008, pour une présentation du cadre analytique). Il s'agit des méthodes d'appariement dynamique qui s'inscrivent dans le cadre du modèle de Rubin (1974). Dans ce cas, on considère un groupe d'individus traités – les demandeurs d'emplois ayant eu recours à l'activité réduite. Pour évaluer l'effet causal du traitement (l'activité réduite) pour l'individu traité (le demandeur d'emploi passé par l'AR), il est nécessaire de comparer la variable de résultat (situation sur le marché du travail (en emploi ou au chômage) ; type de contrat de travail de l'emploi) de l'individu ayant eu recours à l'activité réduite à la situation ou au type de contrat qui l'aurait caractérisé s'il n'avait pas eu d'expérience d'activité réduite. Cette situation étant contrefactuelle pour le demandeur d'emploi passé par l'activité réduite, on utilise comme approximation de la situation contrefactuelle la situation de l'individu non traité (ou de contrôle) qui est le plus proche voire identique à l'individu traité en termes de caractéristiques observables. Dans le cas où le traitement peut intervenir à différents moments du temps comme c'est le cas de l'activité réduite pour différents chômeurs, on considère qu'entrer en activité réduite plus ou moins tard par rapport à la date d'inscription au chômage constitue un traitement différent. Par ailleurs, au moment de l'appariement, on peut contrôler de la date d'entrée de l'individu au chômage pour tenir complètement compte du timing des événements. Néanmoins, cette méthode repose sur l'hypothèse d'indépendance conditionnelle de la variable de résultat au traitement, une fois que l'on a contrôlé de l'ensemble des caractéristiques observables affectant à la fois la variable de résultat et la variable de traitement. Cette hypothèse est également non testable. Malgré tout, comme nous disposons d'un ensemble large de renseignements sur le demandeur d'emploi avant son passage par l'activité réduite (cf. la section 1), nous pouvons envisager l'utilisation de cette méthode¹⁴. C'est cette méthode que nous retenons dans la suite de cette analyse¹⁵.

14. En outre, contrairement aux méthodes de régression linéaire, les méthodes d'appariement sélectif permettent de contrôler par des variables observables potentiellement endogènes (FRÖLICH, 2008).

15. Notons qu'au regard de la discussion menée dans cette section il pourra s'avérer utile d'estimer un modèle de durée du type « timing of events » comme cela a pu être fait dans Lalive, Van Ours Et Zweimüller (2008).

Différences dans les variables d'intérêt entre groupes traités et groupes non traités

Construction de l'échantillon

Dans cette section, nous décrivons comment nous avons procédé pour la construction de l'échantillon pour pouvoir utiliser la méthode de l'appariement sélectif dynamique.

Dans un premier temps, nous considérons que la date d'entrée en activité réduite, en l'occurrence le nombre de mois écoulés depuis l'inscription sur les listes des demandeurs d'emploi, donne lieu à un traitement différent. Étant donné que nous disposons des données des fichiers du FH-D3 et des DPAE pour les deux seules années 2012 et 2013, nous avons considéré les entrants au chômage entre Janvier et Juin 2012. De la sorte, nous pouvons considérer les entrées en activité réduite de la date d'inscription au chômage jusqu'au sixième mois après le début de la demande d'emploi, tout en conservant un horizon temporel assez long pour observer le retour à l'emploi et le type de contrat associé. Dans ce cas, pour chaque vague d'entrée au chômage, nous pouvons en particulier observer la situation sur le marché du travail jusqu'à un an après l'entrée en activité réduite, les données utilisées du FH-D3 n'étant plus disponibles à compter du 1^{er} janvier 2014¹⁶.

Dans un second temps, et par conséquent, il convient de construire un groupe contrôle pour chacun des individus des groupes d'individus traités. Contrairement aux méthodes d'appariement traditionnelles, le groupe de contrôle est non seulement constitué des demandeurs d'emploi qui n'auront jamais recours à l'activité réduite, mais aussi de ceux qui auront accès plus tard à un emploi en activité réduite. L'hypothèse sous-jacente est qu'à tout instant chaque demandeur d'emploi ne sait pas s'il va se voir proposer une activité réduite dans les mois à venir ; il ne peut donc pas l'anticiper (SIANESI, 2004)¹⁷.

Au final, sur la base de l'échantillon de 21960 individus d'entrants au chômage entre janvier et juin 2012, on dispose de 7 groupes de traitement (et donc de 7 groupes de contrôle), pour lesquels on peut observer la situation sur le marché du travail entre 1 et 12 mois après l'entrée en activité réduite¹⁸.

Estimateurs naïfs

A partir de la base construite à la section précédente, nous sommes en mesure d'aller au-delà d'une simple comparaison de la situation d'emploi à un moment donné du temps entre les individus qui ont recouru à l'AR et les autres (section 1.2.2).

TABEAU 9

DIFFÉRENCES DANS LE TAUX D'EMPLOI ENTRE LES DEMANDEURS D'EMPLOI QUI ONT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE ET LES AUTRES

DATE D'ENTRÉE EN AR/HORIZON	6 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE	12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE
A l'inscription à Pôle emploi	-4,81*** (0,64)	-3,70*** (0,76)
Un mois après l'inscription	-1,65 (1,27)	1,14 (1,48)
Deux mois après l'inscription	-2,96* (1,70)	0,66 (1,95)
Trois mois après l'inscription	-4,07** (2,03)	0,61 (23,45)
Quatre mois après l'inscription	-2,14 (2,44)	-2,21 (2,59)
Cinq mois après l'inscription	-4,96* (2,63)	-2,41 (2,89)
Six mois après l'inscription	-0,78 (3,28)	4,46 (3,78)

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE.

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi ont une probabilité moins importante d'être en emploi 6 mois après l'entrée en activité réduite que le groupe de contrôle, mais 12 mois après, la différence entre groupes de traités et de non traités n'est plus significative.

NOTES : points de pourcentage. Ecarts-types entre parenthèses. *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10 % (respectivement 5 % et 1 %).

16. La prochaine mise à jour du fichier du FH-D3 doit avoir lieu à la fin de l'année 2015.

17. Cette hypothèse est également faite pour pouvoir utiliser la méthode du « timing of events » D'Abbring Et Van Den Berg (2003).

18. Dans la fusion réalisée entre FH-D3 et DPAE, l'individu considéré est quasiment systématiquement observé au chômage ou en emploi. Par contre, les renseignements sur l'emploi occupé ne sont pas systématiquement répertoriés dans le fichier des DPAE.

Taux d'emploi

On peut alors comparer la situation des demandeurs d'emplois ayant recouru à l'AR à celle d'un groupe de contrôle et ce pour différentes dates d'entrée en activité réduite et à différents horizons temporels. Dans ce qui suit, on considère le devenir du demandeur passé par l'AR 6 mois et 12 mois après le passage par l'activité réduite. Le **tableau 9** montre ainsi qu'à 6 mois, le taux d'emploi des demandeurs d'emploi ayant recouru à l'activité réduite est plus faible que celui du groupe de contrôle dans 4 cas sur 7 suivant la date d'entrée en activité réduite. A un horizon de 12 mois en revanche, il n'y a plus de différence entre groupe de traités et

de contrôle. Les graphiques de l'annexe 5 montrent bien cette différence entre les 2 horizons.

Type de contrat de travail

Si l'on considère maintenant le type de contrat associé à l'emploi occupé 6 ou 12 mois après l'entrée en activité réduite, on s'aperçoit que les demandeurs d'emploi occupent plus fréquemment un emploi associé à un contrat de travail temporaire et moins fréquemment un contrat associé à un contrat à durée indéterminée et ce quelle que soit la date d'entrée en AR et l'horizon considéré¹⁹ (**tableau 10**).

TABLEAU 10

DIFFÉRENCES DE PROPORTIONS DANS LE TYPE DE CONTRAT DE TRAVAIL ENTRE LES DEMANDEURS D'EMPLOI QUI ONT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE ET LES AUTRES Tous les types d'emplois (activité réduite comprise) sont considérés à l'horizon fixé

TYPE DE CONTRAT / DATE D'ENTRÉE EN AR	CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE	CONTRAT À DURÉE DÉTERMINÉE	CONTRAT DE TRAVAIL TEMPORAIRE
Horizon : 6 mois après l'entrée en activité réduite			
A l'inscription à Pôle emploi	-5,26*** (2,03)	-2,19 (1,89)	7,45*** (1,92)
Un mois après l'inscription	-9,45*** (2,75)	-7,55*** (2,42)	17,00*** (2,78)
Deux mois après l'inscription	-9,24*** (3,30)	-0,13 (3,05)	9,37*** (3,18)
Trois mois après l'inscription	-4,81 (4,19)	-2,04 (3,82)	2,77 (3,76)
Quatre mois après l'inscription	-6,18 (4,45)	-3,53 (3,85)	9,71** (4,31)
Cinq mois après l'inscription	-7,72* (4,72)	-1,25 (4,05)	8,97** (4,50)
Six mois après l'inscription	-9,62* (5,28)	-0,54 (4,30)	10,16** (5,08)
Horizon : 12 mois après l'entrée en activité réduite			
A l'inscription à Pôle emploi	-7,48*** (1,16)	0,81 (1,32)	6,66*** (1,58)
Un mois après l'inscription	-9,18*** (2,42)	-7,33*** (1,64)	16,51*** (2,39)
Deux mois après l'inscription	-5,71* (2,98)	-6,52*** (2,10)	12,23*** (2,88)
Trois mois après l'inscription	-7,36** (3,46)	-4,83* (2,56)	12,19*** (3,33)
Quatre mois après l'inscription	-5,19 (4,13)	-2,54 (3,15)	7,72** (3,88)
Cinq mois après l'inscription	-8,79** (4,37)	-2,04 (3,28)	10,84*** (4,42)
Six mois après l'inscription	-4,59 (5,01)	-4,58 (3,46)	9,16* (4,74)

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi ont une probabilité moins élevée d'être en CDI 6 mois après l'entrée en activité réduite que le groupe de contrôle, mais ils ont une probabilité plus élevée d'être en contrat de travail temporaire, tandis que la différence avec le groupe de traités et de contrôle n'est pas significative pour l'entrée en CDD.

Notes : points de pourcentage. Écarts-types entre parenthèses. *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10% (respectivement 5% et 1%).

Cependant les résultats obtenus dans le tableau 10 sont vraisemblablement en partie liés au fait que dans la situation d'emploi considérée 6 ou 12 mois après l'entrée en AR on considère aussi les situations d'activité réduite. Le tableau 10 exclut ce type d'emploi de manière à ne considérer que l'emploi en reprise (i.e. sans inscription à

Pôle emploi en parallèle). Dans ce cas, seule la différence dans la proportion d'individus en contrat de travail temporaire subsiste dans tous les cas de traitements (**tableau 11**).

19. Les graphiques de l'annexe 6 synthétisent ce résultat.

TABLEAU 11

DIFFÉRENCES DE PROPORTIONS DANS LE TYPE DE CONTRAT DE TRAVAIL ENTRE LES DEMANDEURS D'EMPLOI QUI ONT EU RECOURS À L'ACTIVITÉ RÉDUITE ET LES AUTRES
Seuls les emplois hors activité réduite sont considérés à l'horizon fixé

TYPE DE CONTRAT / DATE D'ENTRÉE EN AR	CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE	CONTRAT À DURÉE DÉTERMINÉE	CONTRAT DE TRAVAIL TEMPORAIRE
Horizon : 6 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-11,10*** (1,32)	-2,15 (1,46)	13,26*** (1,54)
Un mois après l'inscription	-15,39*** (1,96)	-8,48*** (2,04)	23,88*** (2,31)
Deux mois après l'inscription	-13,71*** (2,54)	-3,75 (2,59)	17,46*** (2,85)
Trois mois après l'inscription	-14,96*** (2,95)	-0,51 (2,92)	15,47*** (3,22)
Quatre mois après l'inscription	-12,21*** (3,51)	-3,26 (3,19)	15,47*** (3,67)
Cinq mois après l'inscription	-18,73*** (3,60)	-3,70 (3,55)	15,03*** (3,86)
Six mois après l'inscription	-19,83*** (4,46)	4,46 (4,26)	15,37*** (4,74)
Horizon : 12 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-18,00*** (1,21)	2,35 (1,14)	15,65*** (1,35)
Un mois après l'inscription	-17,04*** (1,96)	-3,12* (1,72)	20,16*** (2,16)
Deux mois après l'inscription	-16,06*** (2,50)	-1,73 (2,24)	17,79*** (2,73)
Trois mois après l'inscription	-17,81*** (2,76)	0,67 (2,62)	17,14*** (3,03)
Quatre mois après l'inscription	-11,88*** (3,40)	-2,24 (2,92)	14,12*** (3,52)
Cinq mois après l'inscription	-16,64*** (3,54)	-1,93 (3,10)	18,56*** (3,78)
Six mois après l'inscription	-9,91** (4,65)	-5,61 (3,57)	15,52*** (4,74)

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAAE.

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : En ne considérant comme variable expliquée que l'emploi en reprise (i.e. sans inscription à Pôle emploi en parallèle), il n'existe plus de différence significative dans l'entrée en CDI à un horizon de 6 mois entre les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi et le groupe de contrôle.

NOTES : points de pourcentage. Écarts-types entre parenthèses. *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10% (respectivement 5% et 1%).

Résultats

De manière à essayer d'évaluer l'effet causal de la pratique d'une activité réduite sur la reprise d'emploi et le type d'emploi en reprise, nous reprenons l'analyse menée à la section précédente, mais en contrôlant de l'ensemble des caractéristiques observables susceptibles

d'affecter le passage par une activité réduite. Pour cela, nous utilisons les méthodes d'appariement sélectif dynamique présentées au début de cette section et nous procédons comme dans SIANESI (2004).

Taux d'emploi

TABLEAU 12

EFFET DU PASSAGE PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LE TAUX D'EMPLOI DES DEMANDEURS D'EMPLOI À L'HORIZON DE 6 OU 12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE

DATE D'ENTRÉE EN AR/HORIZON	6 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE	12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE
A l'inscription à Pôle emploi	-4,94*** [-7,36 ; -2,81]	-4,79*** [-6,98 ; -2,01]
Un mois après l'inscription	-5,70** [-9,38 ; -0,21]	-1,04 [-7,86 ; 1,92]
Deux mois après l'inscription	-7,66** [-11,61 ; -0,84]	-4,92 [-8,62 ; 3,52]
Trois mois après l'inscription	-5,41** [-13,29 ; -0,03]	-2,07 [-11,81 ; 5,30]
Quatre mois après l'inscription	-3,16 [-12,46 ; 4,05]	-5,92 [-14,98 ; 2,53]
Cinq mois après l'inscription	-7,23 [-16,13 ; -1,46]	-5,66 [-16,22 ; 2,11]
Six mois après l'inscription	-0,84*** [-17,38 ; -6,29]	-1,90 [-13,37 ; 11,78]

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE .

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi ont une probabilité moins importante d'être en emploi 6 mois après l'entrée en activité réduite que le groupe de contrôle, mais 12 mois après, la différence entre groupes de traités et de non traités n'est plus significative.

NOTES : points de pourcentage. Coefficients estimés en utilisant des méthodes d'appariement sélectif et l'estimateur du plus proche voisin. Entre crochets, intervalles de confiance à 5 % obtenus par bootstrap (ré-échantillonnage en considérant 200 échantillons). *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10 % (respectivement 5 % et 1 %).

Dans un premier temps, pour chaque date d'entrée en activité réduite et donc chaque groupe de traités et non traités, nous estimons la probabilité de recourir à l'activité réduite à la date en question²⁰. Pour cela, dans la spécification des 7 modèles logit estimés, nous considérons la liste des variables de contrôle suivante issues du fichier du FH-D3 : les caractéristiques démographiques (sexe ; âge ; statut marital et nombre d'enfants), le niveau de diplôme et la qualification ; le motif et le mois d'inscription au chômage, le secteur d'emploi recherché, le type d'indemnisation, le taux de remplacement pour les individus indemnisés et le régime d'indemnisation²¹.

Dans le cadre de l'estimation d'un effet causal utilisant des estimateurs de *matching* dynamique, il importe de vérifier que les individus des groupes traités et non traités sont comparables en terme de caractéristiques

de contrôle. Les graphiques représentant les densités des probabilités estimées d'affectation aux traitements montrent que pour toute date d'entrée en activité réduite il existe un large ensemble des valeurs des variables de contrôle partagées par les groupes d'individus traités et de contrôle (cf. annexe 7).

Dans un second temps, nous utilisons l'estimateur du plus proche voisin pour estimer l'effet du passage par l'activité réduite sur les individus qui ont recouru à l'activité réduite (effet du traitement sur les traités) à chaque date.

Sur un horizon de 6 mois après l'entrée en activité réduite, le tableau 12 montre que l'activité réduite réduirait le taux d'emploi des personnes qui ont recouru à l'activité réduite. A un horizon de 12 mois en revanche, le passage par l'activité réduite n'a plus d'effet sur le taux d'emploi des individus concernés.

20. Procéder ainsi revient au même que d'estimer un modèle de hasard discret où tous les coefficients estimés varient avec la date d'entrée dans le traitement et donc du temps d'attente entre l'entrée au chômage et l'entrée en activité réduite (SIANESI, 2004).

21. Les variables variant dans le temps sont pour l'instant mesurées à la date d'entrée de l'individu sur les listes de Pôle emploi. Par ailleurs, ultérieurement nous tiendront aussi compte du parcours d'emploi de demandeur d'emploi lors des années précédant l'entrée au chômage en 2012 (nombre passé de mois d'indemnisation, de mois en activité réduite ou à avoir été demandeur d'emploi).

Type de contrat de travail

Si l'on se concentre maintenant sur le type de contrat de travail associé à la situation d'emploi mesurée à un horizon de 6 ou 12 mois après l'entrée en activité réduite, l'activité réduite diminuerait la probabilité d'être en CDI et augmenterait celle d'avoir un contrat de travail temporaire (tableau 13).

Par contre, si l'on retire de la situation d'emploi à 6 ou 12 mois tous les emplois en activité réduite, l'activité réduite ne ferait plus qu'accroître la probabilité que l'individu ayant recouru à l'activité réduite aurait d'avoir à terme un contrat de travail temporaire²³ (tableau 14).

TABLEAU 13

EFFET DU PASSAGE PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LE TAUX D'EMPLOI DES DEMANDEURS D'EMPLOI À L'HORIZON DE 6 OU 12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE

Tous les types d'emplois (activité réduite comprise) sont considérés à l'horizon fixé

TYPE DE CONTRAT / DATE D'ENTRÉE EN AR	CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE	CONTRAT À DURÉE DÉTERMINÉE	CONTRAT DE TRAVAIL TEMPORAIRE
Horizon : 6 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-5,77*** [-11,71 ; -3,29]	-1,57 [-4,48 ; 3,89]	7,34*** [3,13 ; 11,60]
Un mois après l'inscription	-14,84*** [-18,22 ; -4,13]	-5,59** [-13,94 ; -0,22]	20,42*** [10,68 ; 25,54]
Deux mois après l'inscription	-6,02** [-22,05 ; -1,31]	-1,63 [-11,93 ; 5,39]	7,64** [4,23 ; 22,05]
Trois mois après l'inscription	-13,90*** [-23,87 ; -2,63]	-6,76 [-12,12 ; 7,90]	20,66*** [3,56 ; 23,32]
Quatre mois après l'inscription	-11,94** [-26,31 ; -1,06]	-0,17 [-12,10 ; 9,30]	12,11** [3,70 ; 25,00]
Cinq mois après l'inscription	-12,62** [-31,36 ; -5,52]	3,56 [-6,50 ; 17,85]	9,06 [-1,77 ; 23,47]
Six mois après l'inscription	-18,75*** [-40,36 ; -6,42]	3,57 [-13,07 ; 17,28]	15,18** [4,59 ; 32,57]
Horizon : 12 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-11,55*** [-15,58 ; -8,38]	3,32** [0,20 ; 7,01]	8,23*** [4,59 ; 12,48]
Un mois après l'inscription	-13,47*** [-18,61 ; -4,84]	-3,01 [-7,85 ; 2,70]	16,48*** [7,14 ; 20,94]
Deux mois après l'inscription	-15,45*** [-20,38 ; -2,67]	0,94 [-9,97 ; 5,94]	14,50*** [2,49 ; 21,47]
Trois mois après l'inscription	-17,29*** [-23,26 ; -5,56]	1,76 [-9,89 ; 7,36]	15,53*** [6,60 ; 24,31]
Quatre mois après l'inscription	-4,94 [-19,73 ; 3,92]	-2,23 [-13,23 ; 7,84]	7,18** [0,00 ; 22,45]
Cinq mois après l'inscription	-10,38** [-26,81 ; -2,79]	-1,63 [-11,73 ; 11,73]	12,02** [4,28 ; 26,44]
Six mois après l'inscription	-14,28 [-29,91 ; 3,36]	-0,89 [-20,87 ; 4,59]	15,18** [1,83 ; 33,26]

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE .

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : Les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi ont une probabilité moins élevée d'être en CDI 6 mois après l'entrée en activité réduite que le groupe de contrôle, mais ils ont une probabilité plus élevée d'être en contrat de travail temporaire, tandis que la différence avec le groupe de traités et de contrôle n'est pas significative pour l'entrée en CDD.

Notes : points de pourcentage. Coefficients estimés en utilisant des méthodes d'appariement sélectif et l'estimateur du plus proche voisin. Entre crochets, intervalles de confiance à 5 % obtenus par bootstrap (ré-échantillonnage en considérant 200 échantillons). *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10 % (respectivement 5 % et 1 %).

23. Les graphiques en annexe 8 résument ce résultat.

TABLEAU 14

EFFET DU PASSAGE PAR L'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LE TAUX D'EMPLOI DES DEMANDEURS D'EMPLOI À L'HORIZON DE 6 OU 12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE

Seuls les emplois hors activité réduite sont considérés à l'horizon fixé

TYPE DE CONTRAT / DATE D'ENTRÉE EN AR	CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE	CONTRAT À DURÉE DÉTERMINÉE	CONTRAT DE TRAVAIL TEMPORAIRE
Horizon : 6 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-3,62 [-10,89 ; 1,76]	-4,67 [-8,12 ; 4,37]	8,29* [-0,14 ; 11,94]
Un mois après l'inscription	-9,31** [-19,75 ; -2,22]	-7,61* [-17,93 ; 0,01]	16,92*** [9,63 ; 26,37]
Deux mois après l'inscription	-9,01* [-21,05 ; 0,73]	-3,97 [-12,46 ; 8,62]	12,98** [1,53 ; 18,64]
Trois mois après l'inscription	2,05 [-20,98 ; 8,39]	-1,14 [-13,29 ; 11,89]	-0,91 [-7,27 ; 16,97]
Quatre mois après l'inscription	-5,96 [-27,50 ; 5,42]	-3,66 [-17,08 ; 12,64]	9,62** [0,01 ; 24,58]
Cinq mois après l'inscription	-2,83 [-30,27 ; 6,16]	-9,52 [-22,61 ; 9,78]	12,35** [0,01 ; 27,22]
Six mois après l'inscription	-15,56* [-30,68 ; -3,55]	8,89 [-15,06 ; 15,15]	6,67 [-4,54 ; 29,17]
Horizon : 12 mois après l'entrée en activité réduite.			
A l'inscription à Pôle emploi	-6,80** [-11,26 ; -0,86]	2,63 [-2,23 ; 5,54]	4,17 [-1,56 ; 8,29]
Un mois après l'inscription	-5,50*** [-16,79 ; -1,24]	-7,05** [-12,07 ; -1,00]	12,56*** [8,27 ; 23,47]
Deux mois après l'inscription	-3,81 [-14,91 ; 2,71]	-7,84 [-13,56 ; 1,02]	11,64*** [3,05 ; 20,34]
Trois mois après l'inscription	-9,28 [-19,19 ; 4,44]	-5,17** [-14,64 ; 4,20]	14,46*** [2,80 ; 21,96]
Quatre mois après l'inscription	-9,00 [-22,45 ; 5,78]	-1,44 [-13,60 ; 6,80]	10,44* [-2,04 ; 21,77]
Cinq mois après l'inscription	-15,51* [-26,90 ; -3,29]	-0,75 [-14,50 ; 6,87]	16,26* [-0,46 ; 25,44]
Six mois après l'inscription	-8,50*** [-26,94 ; 4,08]	0,01 [-13,26 ; 9,18]	8,50* [-2,05 ; 28,57]

SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE.

CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

NOTE DE LECTURE : En ne considérant comme variable expliquée que l'emploi en reprise (i.e. sans inscription à Pôle emploi en parallèle), il n'existe plus de différence significative dans l'entrée en CDI à un horizon de 6 mois entre les demandeurs d'emploi ayant connu une première activité réduite trois mois après leur inscription à Pôle emploi et le groupe de contrôle.

NOTES : points de pourcentage. Coefficients estimés en utilisant des méthodes d'appariement sélectif et l'estimateur du plus proche voisin. Entre crochets, intervalles de confiance à 5 % obtenus par bootstrap (ré-échantillonnage en considérant 200 échantillons). *(respectivement ** et ***) désigne le niveau de significativité du coefficient à un seuil de 10 % (respectivement 5 % et 1 %).

CONCLUSION

Dans cette partie, dans la lignée des travaux menés sur les effets de l'activité réduite, nous nous sommes intéressés à l'évaluation de l'effet du recours à l'activité réduite sur le taux d'emploi des individus concernés, mais sur une période plus récente. De plus, nous avons cherché à estimer les conséquences du passage par l'activité réduite sur le type d'emploi à un horizon de 6 à 12 mois après le recours à l'activité réduite.

Nos résultats montrent deux choses. Premièrement, le recours à l'activité réduite réduirait le taux d'emploi des personnes concernées mais uniquement sur un horizon de 6 mois après l'entrée en activité réduite ; 12 mois après l'entrée en activité réduite, il n'y a plus d'effet. Deuxièmement, le recours à l'activité réduite réduirait la probabilité qu'ont les individus (passés par l'activité réduite) à être en CDI à un horizon de 6 mois, mais ce n'est plus le cas 1 an après l'entrée en activité réduite. En revanche, le passage par l'activité réduite augmenterait la chance qu'a un individu d'être en contrat de travail temporaire, quel que soit l'horizon considéré (6 ou 12 mois après l'entrée en activité réduite).

Plusieurs prolongements à ce travail pourraient être envisagés. Nous pourrions regarder l'impact du recours à l'activité réduite sur d'autres caractéristiques de l'emploi en reprise (*i.e.* hors activité réduite) tel que le secteur d'activité de l'emploi considéré. Une autre piste pourrait consister en l'analyse d'effets différenciés suivant différentes sous-populations de demandeurs d'emploi (par exemple, en distinguant indemnisés et non indemnisés). Nous pourrions aussi analyser dans quelle mesure l'hétérogénéité du traitement : le fait que les activités réduites pourraient différer suivant certaines caractéristiques telles que le nombre d'heures de travail, le salaire versé, ou la durée de l'emploi pourraient amener à des effets différents suivant le type considéré d'activité réduite. Enfin, nos résultats concernent une période de conjoncture défavorable contrairement à ceux des études menées sur le début des années 2000 ; tenir compte de l'état de la conjoncture pourrait nous permettre d'apprécier différemment l'effet du recours à l'activité réduite.

CONCLUSION GÉNÉRALE

Ce rapport souligne l'importance de croiser un volet quantitatif et qualitatif afin de mieux comprendre ce qui détermine le recours à l'activité réduite et les trajectoires des demandeurs d'emploi qui y ont recours. Nous nous sommes appuyés sur différents panels construits à partir du Fichier historique de Pôle emploi et du Fichier national des allocataires (FH-D3 au 1/10e) apparié aux Déclarations préalables à l'embauche (DPAE). La mobilisation de ce panel nous permet de développer une perspective longitudinale en suivant des individus s'inscrivant au même moment à Pôle emploi et de les suivre mois par mois de 2012 à fin 2013. Cette source statistique issue de fichiers de gestion a été couplée à une enquête de terrain menée dans trois régions différentes en termes sectoriels et de pratique de l'activité réduite (la Bretagne, la Picardie et l'Île-de-France). Nous avons ainsi réalisé près d'une quarantaine d'entretiens semi-directifs dans différents bassins d'emploi.

Cette enquête de terrain montre que les demandeurs d'emploi ont du mal à définir ce qui relève d'une activité réduite. Celle-ci peut être interprétée comme toute activité à caractère discontinu, à temps réduit et/ou en emploi temporaire, sans que le demandeur d'emploi continue d'être inscrit à Pôle emploi au même instant. Même si usuellement l'activité réduite suppose que cette activité soit exercée tout en étant inscrit(e) à Pôle emploi, celle-ci peut recouvrir une autre signification, celle du dispositif d'incitation financière au retour à l'emploi. Ce dispositif consiste en effet à permettre un cumul total ou partiel de l'allocation avec une rémunération issue d'une activité professionnelle. Les entretiens menés révèlent une méconnaissance des règles de cumul possible et remettent en question l'hypothèse d'incitation financière de ce dispositif qui vise *a priori* à rendre le travail rémunérateur. L'analyse des entretiens montre que le cumul entre les revenus d'activité et l'indemnisation du chômage, s'il a lieu, est souvent connu *a posteriori*. Ceux qui ont déjà pu bénéficier de ce cumul ignorent comment est calculé ce montant et quelle est la durée de perception. Cela conduirait-il à un effet d'aubaine pour les demandeurs d'emploi ? Nous ne le pensons pas. En effet, le cumul, lorsqu'il a lieu, constitue un moyen de subvenir à leurs besoins primaires. Ainsi, il ne constitue pas un moyen d'inciter au retour à l'emploi, mais un moyen de sécuriser les trajectoires, ce qui a trait à la fonction première de l'assurance chômage. Ce dispositif peut néanmoins constituer une forme de subvention indirecte aux employeurs, encore faut-il que ces derniers le mobilisent de façon consciente. Le cas des agences de travail temporaire doit néanmoins être étudié plus sérieusement, car les intérimaires interrogés

étaient tous mieux informés des règles de cumul, notamment par le biais de leur agence d'intérim. Notre enquête relativise ainsi la distinction entre activité réduite subie et activité réduite « choisie ». Seuls très peu des demandeurs d'emploi interrogés se sont appropriés ce dispositif avec le temps, ce sont les plus diplômés et ceux qui travaillent dans certains secteurs particuliers, notamment des demandeurs d'emploi qui sont déjà passés par l'intermittence. Même pour ces quelques personnes, la pratique des activités réduites s'est toujours faite de manière subie au départ de leur trajectoire professionnelle. Lorsque le recours à des activités réduites a été durable et répété, il conduit souvent à des situations de déclassement scolaire et/ou professionnel, déclassement social et détérioration de leur situation financière. La recherche d'un emploi stable le plus souvent à temps plein - qui leur permette de vivre de leur travail - reste la priorité des demandeurs d'emploi rencontrés lors de cette enquête. Si certains demandeurs d'emploi ont exprimé le désir d'obtenir un temps partiel, c'est pour mieux concilier leur vie familiale et leur vie professionnelle, mais tout en réclamant un emploi qui leur permette de subvenir à leurs besoins (temps partiel long, par exemple). Ces demandeurs d'emploi sont exclusivement des mères de familles monoparentales. Ces entretiens révèlent une part de ce que l'on pourrait appeler la « Misère de France ».

En mobilisant nos différentes sources et en les croisant, nous avons cherché à mettre en évidence les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite, puis celles qui influent sur l'intensité du recours à ce type d'activité. Pour cela,

nous avons mobilisé des statistiques descriptives, des régressions logistiques, des modèles de régressions linéaires, et des modèles de comptage sur le panel construit. Nous avons complété l'analyse des déterminants du recours à une activité réduite par une typologie de trajectoires types dans lesquelles s'inscrivent les demandeurs d'emploi qui ont recours à l'activité réduite.

L'utilisation d'une méthode d'appariement optimal a permis d'identifier différents types de trajectoires des demandeurs d'emploi ayant recours à l'activité réduite. Cette typologie a ainsi permis de dégager 6 groupes de trajectoires différentes : (1) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « courte » ; (2) une trajectoire marquée par un retour durable dans un emploi à durée indéterminée ; (3) une trajectoire marquée par de l'attrition ; (4) une trajectoire marquée durablement par une activité réduite « longue » ; (5) une trajectoire de sortie vers les CDD/CTT ; (6) une trajectoire durable sans emploi en catégorie A. Cette analyse met en évidence que seuls 8 % des demandeurs d'emploi s'inscrivent dans des trajectoires marquées par une sortie durable vers un emploi à durée indéterminée. Tandis que 25 % appartiennent à des trajectoires marquées par une activité réduite durable, 30 % présentent des trajectoires caractérisées par une situation durable sans aucune activité au chômage.

Cette typologie a été couplée à l'utilisation d'un modèle économétrique pour saisir les effets des caractéristiques sociodémographiques et professionnelles. Les estimations effectuées sur la probabilité des demandeurs d'emploi suivis d'appartenir à l'une ou l'autre de ces trajectoires types nous ont permis de mettre en évidence les déterminants des trajectoires qui s'accompagnent d'un retour à l'emploi, ceux des trajectoires de recours à l'activité réduite et ceux des trajectoires de chômage durable. Cette analyse couplée à une enquête de terrain a aussi permis d'éclairer les parcours biographiques des demandeurs d'emploi qui ont pratiqué une activité réduite de façon plus ou moins intense. Nos résultats montrent que les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui ont eu recours à une activité réduite influent sur leur recours à l'activité réduite et sur leurs trajectoires professionnelles.

Ainsi, les jeunes demandeurs d'emploi ont certes plus de risques de connaître une expérience d'activité réduite, mais ils connaissent moins d'épisodes, ce qui ne signifie pas pour autant que leur trajectoire conduise à une position stabilisée dans le système d'emploi. Les seniors

ont quant à eux moins de risques de connaître une expérience d'activité réduite comparés à la population majoritaire (25-49 ans). Cependant, à partir du moment où ils y ont recours, ils présentent plus de risques d'effectuer une activité réduite de façon durable ou répétée. De plus, être une femme augmente les risques de pratiquer une activité réduite et ce de manière intense. Aussi, celles qui ont connu au moins une expérience d'activité réduite ont moins de chances de se trouver dans une trajectoire débouchant sur l'obtention d'un emploi durable, tandis qu'elles ont plus de risques de se trouver durablement en activité réduite. Les demandeurs d'emploi de nationalité étrangère, notamment les maghrébins et ceux issus d'Afrique subsaharienne ont une probabilité plus élevée de connaître davantage de mois en activité réduite et de rester dans une trajectoire marquée par l'activité réduite longue et l'absence d'emploi. Par ailleurs, le diplôme constitue encore un rempart face au chômage et face à l'enfermement dans une trajectoire durablement marquée par une activité réduite. Le fait d'être diplômé du Supérieur et d'être cadre accroît les chances de s'inscrire dans une trajectoire marquée par un retour durable à l'emploi à durée indéterminée.

D'autres variables influent sur la pratique d'une activité réduite : la région de résidence, le régime d'indemnisation, la qualification de l'individu ou encore le motif d'inscription. Ainsi, résider en Bretagne ou en Picardie accroît la probabilité d'avoir un recours intense à l'activité réduite et d'appartenir à une trajectoire marquée durablement par une activité réduite courte ou longue. En outre, le motif d'inscription joue sur l'appartenance à l'une des trajectoires types. Les demandeurs d'emploi qui se sont inscrits suite à un licenciement (économique ou autres) ont ainsi plus de risques de se retrouver dans une trajectoire marquée par une activité réduite courte. De plus, s'inscrire à Pôle emploi suite à une mission d'intérim diminue les chances de sortir durablement du chômage vers un emploi stable.

Les parcours biographiques des demandeurs d'emploi interrogés permettent d'éclairer les trajectoires des demandeurs d'emploi et de mettre en évidence les caractéristiques spécifiques de ceux qui ont pratiqué de manière durable ou répétée des activités réduites. L'enquête de terrain permet de rendre compte de la complexité des facteurs qui influent sur les parcours des demandeurs d'emploi. Les entretiens révèlent que ces facteurs se croisent et s'accumulent, mais aussi qu'il existe d'autres freins à la sortie du chômage et de

l'activité réduite dont les données statistiques ne peuvent pas rendre compte, tout particulièrement, les problèmes de santé récurrents chez de nombreux demandeurs d'emploi, d'accident du travail, les problèmes sociaux, ceux liés à la mobilité, les accidents de la vie ou encore des discriminations subies.

Ces analyses permettent ainsi de mettre en évidence les freins au retour vers un emploi durable et ceux qui conduisent à un enfermement dans une trajectoire marquée par des activités réduites et/ou des contrats temporaires.

Nous avons souvent constaté des situations de cumul d'handicaps (physiques, sociaux, professionnels). Nos résultats montrent l'importance de fournir à certains demandeurs d'emploi un accompagnement qui prenne en compte non seulement les questions professionnelles mais aussi sociales, de logement, ou encore de santé. En outre, nous pensons que les jeunes devraient bénéficier d'un meilleur accompagnement. De nombreux jeunes en activité réduite sortent des fichiers de gestion dont nous disposons sans que l'on puisse expliquer leur situation. Nous ne pouvons pas coupler nos données avec celles des missions locales. Une intégration des missions locales, qui ont déjà une mission de service public, dans le service public de l'emploi en tant qu'établissement public permettrait certainement d'améliorer l'accompagnement de ces jeunes en leur donnant davantage de moyens. En outre, l'accompagnement des demandeurs d'emploi en activité réduite dans leur ensemble doit être revu, car les entrevues avec les conseillers de Pôle emploi peuvent être monopolisées par cette activité réduite, ce qui laisse très peu de temps à l'aide à la reprise d'un emploi stable.

Enfin, qu'en est-il des conséquences du passage de l'activité réduite en France sur l'emploi en reprise ? Nous avons étudié l'impact de l'activité réduite sur le type de contrat de travail en reprise d'emploi (contrats à durée indéterminée ou déterminée ; contrat de travail temporaire). Pour cela, nous mobilisons un panel qui s'appuie sur les données du FH-D3 et des DPAE. Cette deuxième source nous permet de disposer d'informations sur l'emploi en reprise. Nous avons utilisé alors des méthodes semi-paramétriques de matching dynamique afin d'évaluer un effet causal de l'activité réduite. Nous considérons un sous-échantillon d'entrants au chômage durant les 6 premiers mois de l'année 2012. Nous avons construit deux groupes d'individus traités (demandeurs d'emplois passés par l'AR) et non traités (individus ayant recouru plus tard à l'activité réduite ou sans aucune expérience d'activité réduite). Nous avons comparé alors le devenir sur le marché du travail des 2 groupes d'individus sur un horizon de 6 mois ou 12 mois après l'entrée en activité réduite. Nous montrons que le passage par l'activité réduite aurait pour conséquence de diminuer le taux d'emploi des individus sur un horizon de 6 mois ou de le laisser inchangé si l'on se place 1 an après le passage en activité réduite. En outre, l'activité réduite réduirait la probabilité d'être en contrat à durée indéterminée à 6 ou 12 mois ; ce n'est plus le cas si l'on ne considère que les emplois en reprise (*i.e.* hors activité réduite). Par contre, dans tous les cas, l'activité réduite accroîtrait la probabilité pour les individus concernés d'être en contrat de travail temporaire. Il serait intéressant d'affiner ces analyses en regardant non seulement la sortie vers l'emploi en reprise, mais également la récurrence au chômage chez ceux qui pratiquent une activité réduite. Pour cela, il nous faudrait travailler sur un échantillon plus important afin de les suivre sur une plus longue période.

RÉFÉRENCES

Abbring J. et Van Den Berg G., 1990.

« The nonparametric identification of treatment effects in duration models », *Econometrica* 71(5), p. 1491–1517.

Abbott A. et Hrycak A., 1990. « Measuring Resemblance in Sequence Data: An Optimal Matching Analysis of Musicians' Careers », *American Journal of Sociology* 96(1), p. 144–185.

Abbott A. et Tsay A., 2000. « Sequence Analysis and Optimal Matching Methods in Sociology Review and Prospect », *Sociological Methods & Research* 29(1), p. 3–33.

Abbott A., 1990. « A Primer on Sequence Methods », *Organization Science* 1(4), p. 375–392.

Abbott A., 1995. « Sequence Analysis : New Methods for Old Ideas », *Annual Review of Sociology* 21, p. 93–113.

Abbott A., 2000. « Reply to Levine and Wu », *Sociological Methods & Research* 29(1), p. 65–76.

ABBOTT, A. ET FORREST J., 1986.

« Optimal Matching Methods for Historical Sequences », *Journal of Interdisciplinary History* 16(3), p. 471–494.

Amrous N. et Barhoumi M., 2012.

« Emploi et chômage des personnes handicapées », *Synthèse. Stat, Dares*, n°1, novembre.

Cahuc P. et Prost C., 2015. « Améliorer l'assurance chômage pour limiter l'instabilité de l'emploi », *Notes du CAE*, n°24, septembre.

Desrosieres A., 1993. *La politique des grands nombres : histoire de la raison statistique*, La Découverte

Elzinga Cees H., 2003. « Sequence Similarity : A Non-Aligning Technique », *Sociological Methods & Research* 31, p. 214–231.

eydoux a., 1997. Approche dynamique de la catégorisation et des trajectoires des demandeurs d'emploi en activités réduites, in A. DEGENNE et al., *L'analyse longitudinale du marché du travail : les politiques de l'emploi*, Documents séminaires Céreq, n°128.

Fontaine M. et Rochut J., 2014.

« L'activité réduite : quel impact sur le retour à l'emploi et sa qualité ? », *Revue économique*, 2014/4

Fontaine M. et Rochut J., 2014. « L'activité réduite : quel impact sur le retour à l'emploi et sa qualité ? Une étude à partir de l'appariement FH-DADS », *Document d'Etude de la Dares*, n° 183.

Frederiksson P. et Johansson P., 2008.

« Dynamic treatment assignment: the consequences for evaluations using observational data », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 26(4), p. 435–445.

Fremigacci F., 2011. « Évaluer l'impact de l'assurance chômage sur les trajectoires individuelles : de la théorie à la pratique », *Revue française d'économie*, vol. 26, n°1, p. 49–95.

Fremigacci F. et Terracol A., 2013. « Subsidized temporary jobs: lock-in and stepping stone effects », *Applied Economics*, vol. 45, n°33.

Frölich M., 2006. « A note on parametric and nonparametric regression in the presence of endogenous control variables », IZA Discussion Paper, n°2126.

Gerfin M., Lechner M. et Steiger H., 2002.

« Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work ? An econometric analysis of two different schemes », IZA Discussion Paper.

Granier P. et Joutard X., 1999. « L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage ? », *Economie et Statistique*, n° 321–322.

Gurgand M., 2009. « Activité réduite : le dispositif d'incitation de l'Unedic est-il incitatif ? », *Travail et Emploi*, n°89, janvier.

Hamming R.W., 1950. « Error Detecting and Error Correcting Codes », *Bell System Technical Journal* 29(2), p. 147–160.

Harding D. J., 2007. « Cultural Context, Sexual Behavior, and Romantic Relationships in Disadvantaged Neighborhoods », *American Sociological Review* 72(3), p. 341–364.

Huyghues-Despointes H., Lefresne F. et Tuchsirer C., 2001. « L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage », *Dares, Document d'Études*, n°43, mars.

Kaufman L. et Rousseeuw P.J., 1990. Finding Groups in Data. *An Introduction to Cluster Analysis*. Wiley, New York.

Khattree R. et N. Naik D., 2000. Multivariate *Data Reduction and Discrimination with SAS Software*, SAS Publishing.

Kyyrä T., Parrotta P. et Rosholm M., 2009. « The effect of receiving UI benefits on unemployment duration », *IZA Discussion Paper*, n°3920.

Lalive R., Van Ours J. et Zweimüller J., 2008. « The impact of active labour market programmes on the duration of unemployment in Switzerland », *Economic Journal*, 118, p. 235-257.

Lechner M., 2008. « Matching estimation of dynamic treatment models: some practical issues », published in Millimet D. Smith J. et Vytlacil E. (EDS.), *Advances in Econometrics*, 21, *Modelling and evaluating treatment effects in econometrics*, 21, p. 289-333.

Lesnard L. et De Saint Pol T., 2006. « Introduction aux méthodes d'appariement optimal (Optimal Matching Analysis) », *Bulletin de méthodologie sociologique (Bulletin of Sociological Methodology)* 90, p. 5-25.

Levenshtein V. I., 1966, « Binary Codes Capable of Correcting Deletions, Insertions, and Reversals », *Soviet Physics Doklady* 10(8), p. 707-710.

Levine J.H., 2000. « But What Have You Done for Us Lately ? Commentary on Abbott and Tsay », *Sociological Methods & Research* 29(1), p. 34-40.

Milligan G.W. et Cooper M. C., 1987. « Methodology Review: Clustering Methods », *Applied Psychological Measurement* 11(4), p. 329-354.

Ourliac B. et Rochut J., 2013. « Quand les demandeurs d'emploi travaillent », *DARES Analyses*, n°002, janvier.

Pollock G., Antcliff V. et Ralphs R., 2002, « Work Orders: Analysing Employment Histories Using Sequence Data », *International Journal of Social Research Methodology* 5(2), p. 91-105.

Robette N. et Thibault N., 2008. « L'analyse exploratoire de trajectoires professionnelles : analyse harmonique qualitative ou appariement optimal ? », *Population* 64(3), p. 621-646.

Robette N., 2011. *Explorer et décrire les parcours de vie : les typologies de trajectoires*, CEPED, Les Clefs pour..., Paris.

Rohwer G. et Pötter U., 2005. TDA User's Manual, T Software, Ruhr- Universität Bochum & Fakultät für Sozialwissenschaften - Bochum.

Rosenbaum P. et Rubin D., 1983. « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, 70(1), p. 41-55.

Rubin D., 1974. « Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies », *Journal of Educational Psychology*, 66(5), p. 688-701.

Sianesi B., 2004. « An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s », *Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n°1, p. 133-155.

Stovel, Katherine, Michael Savage et Peter Bearman, 1996. « Ascription into Achievement : Models of Career Systems at Lloyds Bank, 1890-1970 », *American Journal of Sociology* 102(2), p. 358-399

Studer M.S., 2012. *Étude des inégalités de genre en début de carrière académique à l'aide de méthodes innovatrices d'analyse de données séquentielles*, thèse de doctorat, Université de Genève.

Studer M.S., 2013. « Weighted Cluster Library Manual : A Practical Guide to Creating Typologies of Trajectories in the Social Sciences with R », 26, *Working Paper*, LIVES.

Terracol A., 2013, « L'activité réduite : frein ou tremplin au retour à l'emploi », *notes de l'IPP*, n°4, février.

Theodoridis S. et Koutroumbas K., 2008, *Pattern Recognition*, 4th Edition, Academic Press.

Tuchszirer C., 2002. « Activités réduites et trajectoires d'insertion des demandeurs d'emploi », *Les travaux de l'Observatoire* 2001-2002.

UNEDIC, 2013. « La croissance continue de l'activité réduite recouvre des réalités et des publics différents », *Eclairages*, n°6, *Etudes et Analyses*, octobre.

WU L. L., 2000. « Some Comments on "Sequence Analysis and Optimal Matching Methods in Sociology : Review and Prospect" », *Sociological Methods & Research* 29(1), p. 41-64.

Yujian L. et Bo L., 2007. « A Normalized Levenshtein Distance Metric », *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence* 29(6), p. 1091-1095.

ANNEXES

ANNEXE 1

LES MODALITÉS DE CUMUL D'UNE ACTIVITÉ RÉDUITE

Les demandeurs d'emplois indemnisés ont la possibilité, sous certaines conditions, de cumuler un revenu d'activité avec leur allocation d'aide au retour à l'emploi (ARE). Cette possibilité est aussi accessible aux bénéficiaires de certaines prestations sociales (RSA, ASS). Elle a été inscrite dès la mise en place du RMI et de l'ASS.

Les modalités de cumul de l'activité réduite dans le régime d'assurance chômage

Ce dispositif n'est néanmoins pas nouveau. Il existe formellement depuis 1961 au sein du régime d'assurance chômage, mais il est réellement rentré en vigueur depuis 1983. A cette date, le seuil horaire au-delà duquel l'individu n'est plus indemnisé le mois considéré est fixé à 50 heures. Les modalités de cumuls sont assez opaques. Les seuils horaires et de rémunération à partir desquels l'allocation n'est plus cumulable, la durée du cumul et le mode de calcul du nombre de jours indemnisables chaque mois sont modifiés tous les deux à trois ans. Tous ces critères ont rendu le mécanisme difficilement compréhensible et peu transparent depuis sa mise en place.

Nous présentons les modalités de cumul qui sont en vigueur depuis 2002, car nous disposons des données depuis cette date. Les règles ont évolué durant cette période (en 2009, puis en 2014).

De 1988 à 2009, dans le cas général (hors intérimaires et intermittents), un demandeur d'emploi indemnisé qui reprend un emploi salarié peut reprendre ou conserver une activité salariée et percevoir partiellement (ou totalement) son assurance chômage si son salaire est inférieur à 70 % de son salaire antérieur et s'il ne travaille pas plus de 136 heures par mois. Si l'activité réduite est conservée, il peut cumuler l'intégralité de sa rémunération avec indemnisation chômage dans la limite des seuils imposés précédemment. Dans le cas d'une activité réduite reprise, le montant de ses allocations est alors réduit d'un nombre de jours correspondant au quotient des revenus d'activité par le salaire journalier de référence sur lequel repose le calcul de l'allocation chômage. S'il dépasse les seuils cités

précédemment, il peut continuer à être inscrit à Pôle emploi en activité réduite, mais son allocation d'aide au retour à l'emploi est suspendue. Cette possibilité de cumul allocation et rémunération de l'activité réduite est limitée à 15 mois d'indemnisation pour les individus âgés de moins de 50 ans. Cette limite de cumul n'existe pas pour les personnes âgées de 50 ans ou plus. Par ailleurs, le nombre de jours, dont est minorée leur allocation en cas de cumul, est réduit de 20 %.

En 2009, les règles évoluent légèrement en ce qui concerne l'activité réduite conservée. Le seuil horaire que le demandeur d'emploi indemnisé ne peut dépasser descend à 110 heures par mois. Les autres modalités de cumul restent les mêmes que précédemment.

La nouvelle convention Unedic 2014 a modifié, à partir du 1er juillet dernier, le mode de cumul partiel de l'indemnisation avec les revenus liés à une activité réduite. Le mode de cumul est simplifié afin de calculer le nombre de jours d'indemnisation. A partir du 1^{er} octobre 2014, l'allocation sera diminuée de 70 % des revenus issus de la reprise d'activité. Cette convention supprime les seuils au-dessus desquels l'allocataire n'est pas indemnisé, en particulier la limite des 15 mois de cumul et des 110 heures d'activité. Dans le cas des intérimaires et des intermittents (hors intermittents du spectacle), les conditions sont différentes.

Les demandeurs d'emploi intérimaires ou intermittents doivent avoir travaillé 610 heures ou plus au cours des 28 derniers mois (ou des 36 derniers mois pour les 50 ans et plus) chez un ou plusieurs employeurs. Il n'existe pas de limite de cumul de l'allocation d'aide au retour à l'emploi avec l'activité réduite, ainsi que de conditions liées à la rémunération ou au nombre d'heures maximales.

Les modalités de cumul de l'activité réduite dans le régime de solidarité

La possibilité de cumuler l'Allocation de solidarité spécifique (ASS) avec les revenus d'une activité reprise existe formellement depuis la création de cette allocation en 1984. Les conditions à cette date étaient néanmoins très limitées : le seuil limite de cumul était notamment fixé à 50 heures par mois. C'est la loi d'orientation relative à la lutte contre les exclusions en 1998 qui introduit véritablement les dispositions incitatives à la reprise d'une activité pour les bénéficiaires de l'ASS (Tuchszirer, 2002). Nous présentons ici les mécanismes de cumul qui ont été appliqués pendant la durée de notre étude. Durant les six premiers mois de l'activité, l'allocataire peut disposer de l'intégralité de son ASS à condition que la rémunération brute de cette activité soit inférieure à la moitié du SMIC (environ 730 euros). S'il dépasse ce plafond de revenus, son allocation est réduite d'un montant équivalent à 40 % des sommes excédentaires à ce plafond. Durant les six mois suivants, le montant de l'allocation est réduit de 40 % du revenu brut d'activité perçu.

En 2006, le Plan d'urgence pour l'emploi a modifié les règles de cumul. Désormais, les conditions qui permettent de cumuler l'ASS avec une activité reprise diffèrent selon que cette dernière soit supérieure ou inférieure à 78 heures. Le système qui préexistait est maintenu pour les reprises d'activité de moins de 78 heures mensuelles avec un cumul possible pendant 12 mois (continus ou discontinus). Si l'allocataire reprend une activité supérieure ou égale à 78 heures,

il peut également bénéficier d'un cumul durant 12 mois. Les trois premiers mois, il peut cumuler intégralement revenu et ASS. Puis les neuf mois suivants, il peut percevoir partiellement l'ASS amputée des revenus d'activité moins une prime d'activité de 150 euros (225 euros pour un ménage).

Les modalités de cumul de l'activité réduite pour les bénéficiaires du RSA-RMI

Dès sa création en 1988, le RMI donne la possibilité aux allocataires de cumuler cette allocation avec les revenus d'une activité reprise. Le RMI a été remplacé par le RSA en 2009. Les données quantitatives dont nous disposons débutent en 2002, si bien qu'il nous faut comprendre les règles de cumul possible depuis cette date. Dans le cas général, les bénéficiaires du RMI pouvaient cumuler intégralement leur revenu d'activité avec leur prestation jusqu'à la deuxième déclaration trimestrielle des ressources (DTR) suivant la reprise d'activité, soit 3 à 6 mois après. Jusqu'à la quatrième DTR, soit 12 à 15 mois après, ils recevaient une allocation déduite de 50 % du revenu net de leur activité.

En 2009, le RSA a été remplacé par le RMI. Il est divisé en deux volets : un « RSA socle » pour les individus dont le foyer ne dispose d'aucun revenu d'activité et un « RSA activité » pour ceux qui bénéficient d'un revenu d'activité inférieur à un montant minimum garanti. Ce dernier est égal à la somme de 62 % des revenus d'activité du foyer ajouté au montant du RSA socle correspondant à la composition du foyer de la personne concernée.

ANNEXE 2

MÉTHODOLOGIE DE L'ENQUÊTE DE TERRAIN

Cette annexe méthodologique présente les différentes étapes de la mise en œuvre de l'enquête de terrain (choix méthodologiques et coordination avec les agences Pôle emploi), puis le déroulement de l'enquête et les limites que nous avons rencontrées.

La coordination avec Pôle emploi : la mise en place du protocole de l'enquête de terrain

Cette coordination avec les agences Pôle emploi afin de réaliser les entretiens a eu lieu de septembre 2014 à Janvier 2015. Elle constitue la première phase de notre enquête de terrain.

La sélection des demandeurs d'emploi en activité réduite interrogés dans le cadre de l'enquête de terrain a été effectuée par les agences locales de l'emploi participantes car nous ne pouvions accéder aux fichiers nominatifs de Pôle emploi. Il est certain que cette disposition induit des biais importants dans l'étude mais aucune alternative satisfaisant les différentes parties n'a pu être trouvée. Afin de minimiser les effets de ces biais, il était nécessaire de se coordonner avec les responsables d'agences impliqués dans la démarche.

C'est ainsi que l'enquête de terrain a véritablement démarré en juillet 2014 lors d'une réunion organisée par la Direction régionale Île-de-France. Étaient présents le responsable du service Statistiques et Enquêtes de Pôle emploi, six responsables d'agence Pôle emploi de l'Île-de-France²⁴ et deux chercheuses. Cette rencontre avait pour objet de présenter l'étude et le guide d'entretien pour ensuite discuter :

- 1) les critères de sélection des futurs participants à l'enquête et le nombre d'entretiens attendus ;
- 2) les modalités de sélection et d'approche des demandeurs d'emploi ;
- 3) le choix du lieu des entretiens : dans les locaux de Pôle emploi ou à l'extérieur ;
- 4) le calendrier de la collecte de terrain (encadré 1).

Toutes ces questions étaient importantes à soulever car chacune induit des biais dans l'étude.

ENCADRÉ 1

CHOIX MÉTHODOLOGIQUES

LES CRITÈRES DE SÉLECTION

- Demandeurs d'emploi ayant recours à l'AR ;
- Chômeurs indemnisés ;
- Moins de 50 ans avec une cible privilégiée (35-45/50 ans) ;
- Titulaire d'un BAC+2 maximum ;
- 4 mois d'AR dans l'année écoulée (en continu ou pas) et sans tenir compte du type de contrat (temps partiels, intérim, etc.) ;
- Résidents en ZUS ou autres dispositifs de la politique de la ville ou non. Salariés seulement (sont exclus les indépendants/les auto-entrepreneurs).

LES MODALITÉS DE SÉLECTION ET D'APPROCHE

- Repérage des demandeurs par le conseiller ;
- Contact par le conseiller pour avoir l'adhésion du demandeur d'emploi ;
- Mail/lettre du conseiller au demandeur d'emploi pour confirmer la date, l'heure du RDV et son lieu (les conseillers auront le planning des chercheurs à leur disposition).

LIEU DES ENTRETIENS

Le choix s'est porté sur la mise à disposition par les agences d'un bureau qui soit le plus neutre « possible ».

LE CALENDRIER

Préparation des entretiens

- Envoi d'un planning des disponibilités des chercheurs – début septembre
- Rédaction d'une note- argumentaire à l'adresse des agences et des conseillers

Phase 1

- Réalisation de 8 à 10 entretiens exploratoires, mi-septembre - mi-octobre

Phase 2

- Réalisation des entretiens restant, fin 2014 - début 2015.

24. Neuf agences avaient été contactées pour assister à la réunion.

A la suite de cette session de travail, une note-argumentaire a été rédigée puis transmise aux agences concernées par l'étude. Elle synthétisait les objectifs de l'étude et proposait un cadre commun négocié (Pôle emploi – chercheurs) qui devait uniformiser autant que faire se peut les étapes de l'étude qui échappaient au contrôle de l'équipe de recherche, et aider les responsables d'agences, ainsi que les conseillers dans les modalités de sélection et d'approche des demandeurs d'emploi.

Le choix du lieu où les entretiens allaient se dérouler a été un sujet de discussion important pour l'équipe de recherche car il était possible que cette disposition puisse entraver la liberté de parole des demandeurs d'emploi. Elle a néanmoins été maintenue pour trois raisons. Tout d'abord, il était compliqué de mettre en place un processus de transfert des coordonnées des demandeurs d'emploi de Pôle emploi à l'équipe de recherche. De plus, cette organisation ajoutait une étape supplémentaire dans la démarche qui risquait de provoquer de la confusion auprès des enquêtés et ralentissait le rythme de l'étude.

Enfin, il était important que la rencontre se fasse dans un lieu calme et neutre afin que l'attention de l'enquêté et celle du chercheur soit concentrée sur le contenu de l'échange. Il n'était pas prévu de se rendre au domicile des demandeurs d'emploi et les lieux publics n'offrent généralement pas un cadre propice pour la bonne marche de ce type d'entretien. Il a donc été décidé de rencontrer les demandeurs d'emploi au sein de leur agence, dans un espace qui soit le plus neutre possible. Néanmoins, afin de réduire le biais évident de cette démarche, un long moment a été consacré en début de chaque entretien à la présentation de l'étude : son cadre, le rôle et la posture des institutions partenaires, la marge de liberté et les responsabilités des acteurs impliqués y compris celle de l'enquêté.

Afin d'organiser les entretiens, l'équipe de chercheurs a été mise en relation avec 13 agences locales de l'emploi (cf. encadré 2).

ENCADRÉ 2

LES AGENCES PÔLE EMPLOI PARTICIPANTES

DIRECTION RÉGIONALE ÎLE-DE-FRANCE

Paris :

- Pôle emploi Flandres 19^e
- Pôle emploi 20^e

Petite couronne :

- Pôle emploi Bobigny
- Pôle emploi Aubervilliers
- Pôle emploi Villejuif
- Pôle emploi Epinay-sur-Seine

Grande couronne :

- Pôle emploi Herblay
- Pôle emploi Livry-Gargan
- Pôle emploi Mantes-La-Jolie

DIRECTION RÉGIONALE PICARDIE

- Pôle emploi Amiens
- Pôle emploi Creil

DIRECTION RÉGIONALE BRETAGNE

- Pôle emploi Auray
- Pôle emploi Loudéac

L'enquête et les agences Pôle emploi

La dernière vague d'entretiens menée durant l'été 2015 a permis de rééquilibrer le nombre d'entretiens par région : Paris, la petite couronne, la grande couronne, la Bretagne et la Picardie (encadré 3). Lors de la première phase d'entretiens, la région Île-de-France était en effet très sous représentée et particulièrement la Grande couronne pour laquelle aucune agence ne s'était manifestée. Les territoires explorés sont les suivants : Paris, la petite couronne, la Bretagne et la Picardie (encadré 3).

Paris

Deux agences du nord-est parisien ont participé à cette étude. L'équipe de recherche aurait souhaité faire plus d'entretiens notamment dans les arrondissements du sud et de l'ouest parisien afin de comparer les populations et les situations.

Petite et grande couronne parisienne

Toutes les agences pressenties ont contacté l'équipe de chercheurs et organisé des entretiens avec des demandeurs d'emploi sélectionnés. Le nombre d'entretiens que les agences ont pu organiser dans leurs locaux varie de « 0 » à 4. Dans un cas, en effet, le déplacement du chercheur en grande couronne s'est soldé par la venue d'aucun demandeur d'emploi. Quinze entretiens ont ainsi pu être menés.

Les régions Picardie et Bretagne

Ces deux directions ont pris contact avec l'équipe très rapidement. Une fois le processus mis en œuvre, elles ont été très efficaces dans la gestion de la demande. Deux agences font partie du panel constitué initialement. Au total, treize personnes ont pu être interviewées dans quatre agences. La direction Bretagne a organisé les entretiens dans deux types de territoires : un bassin d'emploi essentiellement axé sur le tertiaire (tourisme, portuaire), et un autre sur le secondaire (industrie agroalimentaire).

ENCADRÉ 3

ENTRETIENS COLLECTÉS

Région	Nb entretiens
Paris	8
Petite couronne	9
Grande couronne	6
Picardie	7
Bretagne	6
Total	36

Les critères de sélection

Le tableau *ci-après* présente quelques caractéristiques des demandeurs d'emploi rencontrés et révèle les possibles difficultés ou impossibilités des agences à remplir les critères de sélection.

Dans un premier temps, la tranche d'âge privilégiée avait été établie entre 35 et 45 ans (maximum 50 ans), pour rassembler des profils couverts par les mêmes filières d'indemnisation. Dans un second temps, le Pôle emploi a souhaité une orientation vers les jeunes. C'est ce qui explique l'hétérogénéité de la population étudiée. Les âges s'étalent de 22 à 54 ans et la population rajeunit fortement dans la seconde vague d'entretiens à partir de l'entretien numéro 25.

Les niveaux de qualification varient entre l'analphabétisme et des diplômes de Master 2. Ces derniers ne font pas partie des populations cibles de l'étude, même si leur témoignage apporte une valeur comparative très intéressante à l'étude. Notons que trois demandeurs d'emploi ont un handicap reconnu par la MDPH.

Ainsi, les demandeurs d'emploi interrogés ne rentrent pas toujours dans les critères initiaux en termes d'âge et de niveau de qualification demandés initialement (voir encadré 4 et tableau 16).

ENCADRÉ 4

QUELQUES CARACTÉRISTIQUES

	Sexe/Âge	Diplôme		Sexe/Âge	Diplôme
1	H_36	Bac+5	19	H_34	CAP/BEP
2	H_50	Aucun	20	F_44	Bac /étranger
3	H_42/50	Aucun	21	F_32	Bac
4	H_41	Bac+5	22	H_47	Bac
5	F_47	Aucun	23	H_25	Bac
6	F_40	Bac+2	24	F_50	Bac
7	F_49	Bac+5/MDPH	25	F_25	Bac+2
8	H_54	CAP / MDPH	26	H_26	Bac+2
9	F_40	CAP/MDPH	27	H_22	Niveau Bac
10	F_59	Certificat d'étude	28	H_24	Niveau Bac+2
11	F_45	Bac	29	F_26	Niveau Bac
12	H_42	CAP	30	H_35	Aucun diplôme
13	H_37	CAP	31	F_25	Bac+2
14	F_45	Aucun	32	H_32	Bac+2
15	F_35	BTS	33	F_35	CAP
16	H_36	Aucun	34	H_27	Niveau Bac
17	H_41	Bac+5	35	F_34	BEP
18	H_35	CAP/BEP	36	H_50	Bac+4 étranger

L'enquête et les demandeurs d'emploi**Des attentes de départ parfois décalées, souvent incomprises...**

Plusieurs demandeurs d'emploi n'étaient pas ou insuffisamment renseignés sur la raison de leur présence. Il semble que ce constat provienne tout autant des agences Pôle emploi que des demandeurs d'emploi. En effet, dans une même agence, certains demandeurs d'emploi connaissaient l'essentiel de l'objet de leur présence alors que d'autres l'ignoraient. Le protocole ad hoc mis en place par l'équipe de recherche servait donc un double enjeu : minimiser le biais des modalités de sélection des demandeurs d'emploi et une nécessité d'information auprès des

enquêtés. Plusieurs demandeurs d'emploi se sont présentés avec des documents concernant leur recherche d'emploi, d'autres ont demandé du soutien quant à leur problématique du moment, ou alors des nouvelles de leur dossier.

... mais une satisfaction des demandeurs d'emploi d'avoir un interlocuteur attentif

Plusieurs demandeurs d'emploi ont manifesté leur intérêt à échanger sur leurs parcours et certains ont exprimé leur besoin, qu'ils ne s'étaient pas formulé auparavant, de parler de leur situation professionnelle, mais aussi personnelle : ce constat inattendu mérite d'être approfondi.

ANNEXE 3

TABLEAU 16

LISTE DES DEMANDEURS D'EMPLOI ET QUELQUES CARACTÉRISTIQUES DU PARCOURS

PRÉNOMS	SEXE/ÂGE	DIPLOME	AR	EN EMPLOI O/N	MÉTIER	TYPE PARCOURS	OBSTACLE EMPLOI 1	OBSTACLE EMPLOI 2	OBSTACLE EMPLOI 3	OBSTACLE EMPLOI 4	AUTRES
Pierre	H/36 Paris	Bac + 5	Subie puis choisie	N	Communication	Précaire	Choix débuts vie professionnelle		-	-	
Samba	H/50 Petite-Couronne	Aucun	Subie	O	Couturier	Accidenté	Santé	Senior	Analphabétisme	Diplôme	Origines
Omar	H/42-50 Petite couronne	Aucun	Subie	N	Bat./plonge	Accidenté	Handicap -	Qualifications	Migrant récent	Analphabétisme	Origines
François	H/41 Paris	Bac + 5	Subie et choisie	N	Vendeur	Précaire	Choix débuts vie professionnelle	Activités parallèles artistiques	-	-	
Emilie	F/47 Bretagne-balnéaire	Aucun	Subie	N	Petits boulots	Précaire	Autres Problèmes	Résidence nouvelle	Diplôme	Non motorisée	-
Carole	F/40 Bretagne-balnéaire	Bac + 2	Subie	N	Rest. Hôtellerie	Accidenté	Divorcée - enfants	Support famille	déclassement	-	-
Sylvie	F/49 Bretagne-balnéaire	Bac + 5	Subie	O	Petits boulots	Déclassement	Autres Problèmes	Santé	-	-	-
Bertrand	H/54 Bretagne-agricole	CAP	Subie	O	Chauffeur scol	Accidenté	Handicap - MDPH	Senior	-	-	Enfant grave maladie Surendettement
Stéphanie	F/40 Bretagne-agricole	CAP	Subie	O - CDI/20h-S	Chauffeur scol	Précaire	Handicap-MDPH	Problèmes sociaux	-	-	-
Monique	F/59 Bretagne-agricole	Certificat étude	Subie	N	Conserverie	Ouvrier	Senior	Diminution activité	-	-	Accident du travail
Hélène	F/45 Picardie	Bac	Subie	N	Secrétariat	Accidenté	Qualifications	Senior	-	-	-
Julien	H/42 Picardie	CAP	Subie	O - CDI/50h-Mois	Hom à tout faire	Accidenté	Prison	Senior	-	-	-
Nicolas	H/37 Picardie	CAP	Subie	O-Contrat prof	Homme ménage	Précarité	Problèmes sociaux	Qualifications	Non motorisé	-	-
Carla	F/45 Picardie	Aucun	Subie	O-11h-S	Femme ménage	Précarité	primo arrivant-2009	Vie familiale	Qualifications		
Samia	F/35 Picardie	BTS	Subie	N	Prépa. ommandes	Précarité	Vie familiale	Aimerait arrêter de travailler	Origines	-	-
Tarik	H/36 Picardie	Aucun	Subie	O- CDI/25H-S	Chauffeur livreur	Déclassement	Qualifications	Primo arrivant 2008	Origines	-	-

PRÉNOMS	SEXE/ÂGE	DIPLOME	AR	EN EMPLOI O/N	MÉTIER	TYPE PARCOURS	OBSTACLE EMPLOI 1	OBSTACLE EMPLOI 2	OBSTACLE EMPLOI 3	OBSTACLE EMPLOI 4	AUTRES
Laurent	H/41 Picardie	Bac + 5	N/A	N	Acheteur	Choix de vie	Changement prof	Problèmes sociaux	-	-	
Hicham	H/35 Petite couronne	CAP/BEP	Subie	N	Petits boulots	Précarité	Qualifications	Vocation	Origines	-	Femme travaille à plein temps
Sergio	H/34 Petite couronne	CAP/BEP	Subie	N	Air conditionné	Accidenté	Ambition /instabilité	Changement résidence	Nouveau-né	Mère Alzheimer	Pb familiaux
Dalila	F/44 Petite couronne	Bac - étranger	Subie et choisie	O - mi temps	Secrétariat	Accidenté	Enfant malade	Origines	Divorcée, enfants	Non motorisée	Harcèlement dans ancien emploi
Bintou	F_32_Petite couronne	Bac	subie	O	Secrétaire	Précaire	Origine	Qualifications	Maladie, congés maladie	Ressources financières RSA	Surendettement
Fabien	H_47_Petite couronne	Bac	Subie	N	Commercial	Accidenté	Senior	Qualifications	-	-	Origines
Daniel	H_25_Petite couronne	Bac	Subie	O - 10-15H - S	Supermarché	Précarité	Problèmes sociaux	Expérience	Logement	Arrivé 2013 DOM	
Patricia	F_50_Petite couronne	Bac	N/A	O - 1/3 temps	Assistante maternelle	Structure métier	-	-	-	-	Choix de métier lors de la 1 ^e grossesse. Surendettement
Bleuwenn	F_25_Grande couronne	Bac+2	Subie	N	Sanitaire et social	Expérience	Déménagement Bretagne				
Hassan	H_26_Grande couronne	Bac+2	Subie	Inétrim	Comptable	Expérience	Origine				
Alban	H_22_Grande couronne	Niveau bac	Subie	O - CDD	Magasinier	Structure métier	Expérience	Qualifications			
John	H_24_Grande couronne	Niveau + 2	Subie	O - Contrat prof	Vendeur	Structure métier	Expérience				
Donia	F_26_Paris	Bac	Subie	O - CDD	Restauration rapide	Qualification	Expérience	Origines			
Sekou	H_35_Paris	Aucun	Aucun	Intérim	Ouvrier qualifié	Origine	-				
Marine	F_25_Paris	Bac + 2	Subie	O - CDD	Vendeuse	Expérience	Qualification	Origines			
Rayan	H_32_Paris	Bac + 2	Subie	Intérim	Steward	Structure métier	-	-			
Elodie	F_35_Grande couronne	CAP	Subie et choisie	N - Fin CUI-CAE	AVS	Qualifications	Conciliation prof/familiale				
Vincent	H_27_Grande couronne	Bac	Subie	O - CUI - CAE	AVS	Origines	Qualification				
Zohra	F_34_Paris	CAP	Subie	O - CDD	Distribution journaux	Qualification	Changement métier	Origines			
Gbagbo	H_50_Paris	Bac+4	Subie	O	Centre hébergement	Déclassement	Diplôme équivalence	Origines	Information/réseaux		Professeur réfugié politique

ANNEXE 4

MÉTHODOLOGIE SUR LA TYPOLOGIE DES TRAJECTOIRES GRÂCE À L'ANALYSE DE SÉQUENCE

Les méthodes d'appariement optimal²⁵ – initialement utilisées en informatique pour la recherche de chaînes de caractères grâce aux travaux d'Hamming (1950) et de Levenstein (1966) puis en biologie moléculaire pour analyser des séquences d'ADN ou de protéines – sont apparues en sciences sociales au début des années 1990 sous l'impulsion des travaux d'Abbott et de ses co-auteurs (Abbott, 1990, 1995, 2000 ; Abbott et Forrest, 1986 ; Abbott et Hrycak, 1990 ; Abbott Et Tsay, 2000). Ces méthodes reposent, dans un premier temps, sur l'utilisation d'une mesure de distance entre trajectoires afin d'observer les similarités et dissimilarités entre séquences puis d'en déduire, dans un second temps, une typologie permettant alors d'identifier et d'étudier les régularités existantes dans les trajectoires des demandeurs d'emploi ayant eu recours à l'activité réduite. Nous présentons successivement ces deux étapes.

Calcul des distances entre séquences

La comparaison des trajectoires repose sur la retranscription de celles-ci sous forme de séquences d'états (Abbott et Forrest, 1986 ; Elzinga, 2003). Nous définissons les séquences comme une liste ordonnée d'éléments, chaque élément correspondant à un état, *i.e.* une situation dans laquelle se trouve un individu à un moment donné ; par exemple : être inscrit en tant que demandeur d'emploi de catégorie A au mois de janvier à septembre 2012, puis être inscrit en demandeur d'emploi de catégorie B d'octobre à décembre 2012, puis occuper un CDI jusqu'en décembre 2013 (date à laquelle nous n'observons plus les individus composant notre échantillon). Une séquence S est notée (s_1, \dots, s_l) , où chaque s_j est un élément de l'alphabet Σ , la succession des l états occupés par l'individu forme sa trajectoire. La distance entre deux séquences de demandeurs d'emploi S_1 et S_2 correspond au nombre minimal d'opérations requises pour transformer S_1 en S_2 . Cette transformation se fait à l'aide d'opérations d'insertion, de suppression ou de substitution sur les éléments de la séquence S_j . Le coût minimal dépend alors du type d'opérations réalisées pour transformer S_1 en S_2 (et des pondérations appliquées à chacune de ces opérations). Pour comprendre comment s'effectue le calcul des distances, considérons deux trajectoires de demandeurs d'emploi :

S_1 : Catégorie C (> 110h) – Catégorie C (> 110h) – CDI – CDI

S_2 : Catégorie A – Catégorie C (> 110h) – Catégorie C (> 110h) – CDI

Une manière de transformer S_1 en S_2 est d'insérer un état Catégorie A au début de la séquence S_1 et de supprimer l'état CDI en fin de trajectoire. En fixant le coût d'une opération de substitution à 2 et le coût d'une opération d'insertion ou de suppression à 1 (méthode des coûts fixes), le coût total pour transformer S_1 en S_2 est alors de 2 (une opération d'insertion et une opération de suppression).

Plus formellement²⁶, soit $a, b \in \Sigma$ et λ l'élément nul, une opération d'insertion est notée $\lambda \rightarrow a$, une opération de suppression est notée $a \rightarrow \lambda$ et une opération d'édition est notée $a \rightarrow b$, avec $a, b \in \Sigma \cup \{\lambda\}$ et $a \neq b$. La transformation d'une séquence S_1 en séquence S_2 nécessite au plus l opérations élémentaires, dont la succession est notée $T_{S_1, S_2} = T_1 \dots T_l$. On note $\gamma(T_i)$ le coût associé à l'opération T_i . La distance²⁷ entre deux séquences correspond au coût minimal requis pour transformer S_1 en S_2 à l'aide d'une succession T_{S_1, S_2} d'opérations :

$$d_{OM}(S_1, S_2) = \min \left\{ \sum_{i=1}^l \gamma(T_i) \right\}.$$

L'utilisation des opérations d'insertion-suppression (*indel*) déforme la structure temporelle des séquences afin de faire émerger les enchaînements d'états communs composant les trajectoires, tandis que les opérations de substitution préservent la structure temporelle des séquences afin de comparer les éléments à position constante (Lesnard et Saint-Pol, 2006, Robette, 2011).

25. Traduction de l'expression anglaise *Optimal Matching Analysis* proposée par Lesnard et de Saint-Pol (2004) puis reprise dans la littérature.

26. Nous empruntons ici la notation de STUDER (2012), reprise de la présentation de Yujian Et Bo (2007).

27. Pour que d soit une distance au sens mathématique, il faudrait vérifier les propriétés de positivité, de séparation, de symétrie et respecter l'inégalité triangulaire (Kaufman Et Rousseeuw, 1990).

Nous privilégions ici les opérations permettant de faire apparaître la succession des étapes qui jalonnent les trajectoires des demandeurs d'emploi (transition entre les différentes catégories de demandeurs d'emploi, passage par l'activité réduite, sortie du chômage, etc.). Le rapport entre les coûts de substitution et d'insertion-suppression doit donc être défini de manière à peu déformer la structure temporelle de notre échantillon afin de nous permettre ensuite de mieux rendre compte de la diversité des trajectoires des demandeurs d'emploi et des facteurs qui influencent celles-ci. De facto, nous fixons le coût d'une opération d'insertion-suppression à la moitié du coût de substitution maximal²⁸ afin de comparer les trajectoires des demandeurs d'emploi en tenant compte à la fois de la contemporanéité des séquences et de l'ordonnement des états (Robette, 2011). De cette manière, nous comparons les événements à position quasi-constante puisque le recours aux opérations d'insertion-suppression, en fixant leurs coûts à la moitié du coût de substitution maximal, autorise les décalages temporels pour des événements relativement proches ; les séquences des demandeurs d'emploi différenciées uniquement par de légers écarts en termes de temporalité peuvent alors être regroupées en fonction des états communs qui les composent.

La principale critique adressée à l'encontre des méthodes d'appariement optimal réside dans la détermination des coûts par le chercheur. Selon Levine (2000) et Wu (2000) ceux-ci ne seraient pas adaptés à des problématiques sociologiques. Une des réponses apportée par la littérature à cette critique est d'utiliser des coûts de substitutions estimés à partir des taux de transition entre les états (Rohwer et Pötter, 2005). Plus le coût de substitution sera élevé, plus la probabilité de transition entre deux états est faible (Pollock et Al., 2002 ; Robette et Thibault, 2008). Ainsi un état sera proche d'un autre et aura un coût de substitution faible si la transition entre ces états est fréquemment observée dans les données. À l'inverse, moins la transition entre ces deux états sera observée plus ces états seront considérés comme éloignés et donc plus le coût de substitution entre ces deux états sera élevé. C'est cette solution que nous avons utilisée dans notre travail, ce cadre d'analyse se prêtant particulièrement bien à la succession d'étapes qui jalonnent les trajectoires des demandeurs d'emploi puisqu'elle

permet, d'une part, de mettre en évidence les transitions effectives entre les différentes catégories de chômage, l'activité réduite et l'emploi et, d'autre part, de construire une typologie des parcours des demandeurs d'emploi autour de ces parcours représentatifs. Formellement, nous définissons le taux de transition entre états de la manière suivante²⁹ : soit $N(a_t)$ le nombre de séquences se trouvant dans l'état a au temps t et $N(a_t, b_{t+l})$, le nombre de séquences se trouvant dans l'état a au temps t et dans l'état b en $t+l$. La probabilité qu'une séquence se trouve dans l'état a en t et dans l'état $b+l$ s'écrit :

$$\Pr(b_{t+l}|a_t) = \frac{\sum_{t=1}^{T-l} N(a_t, b_{t+l})}{\sum_{t=1}^{T-l} N(a_t)}$$

Il est maintenant possible à partir de l'équation précédente et sous l'hypothèse d'invariance temporelle³⁰ de définir formellement le coût de substitution $S(a,b)$ entre les états a et b de la manière suivante :

$$S(a,b) = 2 - \Pr(a_{t+l}|b_t) - \Pr(b_{t+l}|a_t)$$

Une fois les distances entre les différentes trajectoires calculées, il est maintenant possible de procéder à la création d'une typologie des trajectoires des demandeurs d'emploi passés par l'activité réduite sur la base de ces distances relatives entre séquences.

Création d'une typologie

La construction d'une typologie des séquences, *i.e.* le regroupement de la population composant l'échantillon en plusieurs groupes sur la base des caractéristiques communes entre ces séquences, se fait en utilisant une procédure de classification. Les groupes construits sont de telle sorte qu'ils soient les plus homogènes possibles tout en étant les plus différents possibles les uns des autres. Il existe deux grands types de procédure de regroupement³¹ : 1) les classifications hiérarchiques (ascendantes ou descendantes) et 2) les classifications non hiérarchiques, appelées aussi partitionnement. Les procédures de regroupements hiérarchiques ascendantes partent des observations individuelles et regroupent les deux observations les plus proches, l'algorithme recommence la même procédure pour l'ensemble des groupes constitués, puis itère le processus

28. Le coût de substitution maximal est la valeur la plus élevée des coefficients de la matrice des coûts de substitutions. Ce choix méthodologique est utilisé dans de nombreux travaux utilisant des données individuelles, notamment ceux de Stovel et Al. (1996) et de HARDING (2007).

29. Nous empruntons ici la notation de Studer (2012), semblable à celle de Rohwer et Pötter (2005) à un paramètre de temps près l .

30. Selon cette hypothèse la probabilité $\Pr(b_{t+l}|a_t)$ ne dépend pas de t .

31. Pour une présentation détaillée du fonctionnement des algorithmes de classification ainsi que de leur fonctionnement voir Kaufman Et Rousseeuw (1990), Khattre Et Naik (2000), Milligan Et Cooper (1987) et Theodoridis Et Koutroumbas (2008).

jusqu'à rassembler l'ensemble des observations dans un seul groupe. L'arrêt du regroupement à une étape antérieure permet ainsi d'obtenir un partitionnement de la population en deux groupes ou plus. On sélectionne ainsi au sein de ce processus le nombre de groupes qui vont composer notre typologie.

Au contraire, les procédures de regroupements hiérarchiques *descendantes* partent de l'ensemble des observations que l'on considère comme un groupe homogène et divisent l'échantillon en plusieurs groupes. Les procédures de partitionnement suivent une logique très différente. L'algorithme PAM (*Partitioning Around Medoids*), qui est celui utilisé dans ce travail, est un algorithme de partition autour des centres mobiles dont le fonctionnement est fondé sur la recherche de k objets représentatifs, appelés médoïdes, qui minimisent la somme des différences des observations à leur plus

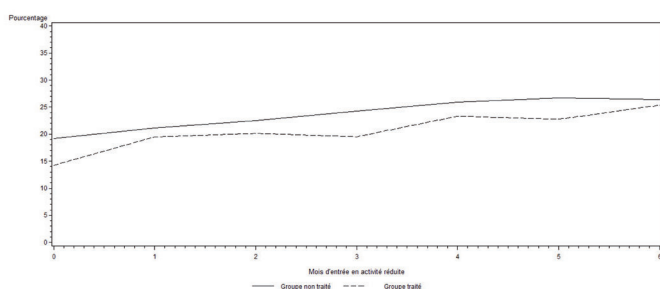
proche objet représentatif. Cet algorithme fonctionne en deux étapes. Dans un premier temps, il est initialisé en cherchant les observations qui minimisent la somme pondérée des distances aux médoïdes existants (choisis aléatoirement). Dans un second temps, il calcule pour l'ensemble des observations le gain résultant d'un échange entre les médoïdes existants avec une observation, et procède effectivement à l'échange si la qualité de la partition est améliorée par cet échange, l'algorithme continue jusqu'à ce qu'il ne soit plus possible d'améliorer la qualité du partitionnement. Bien qu'il n'existe pas de critère unique de détermination du nombre de groupes et de l'algorithme choisi, il est cependant possible d'attester de la pertinence statistique d'une partition à l'aide de différentes mesures de qualité³².

32. Celles-ci sont décrites en détail dans Studer (2012).

ANNEXE 5

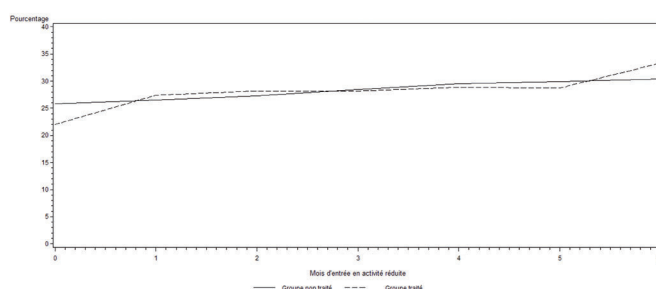
DIFFÉRENCES DE TAUX D'EMPLOI À 6 ET 12 MOIS ENTRE LES DEMANDEURS D'EMPLOI ENTRÉS EN AR UN MOIS DONNÉ ET LES DEMANDEURS D'EMPLOI ENTRANTS PLUS TARDIVEMENT EN AR OU N'AYANT AUCUNE EXPÉRIENCE D'AR LORS DE LEUR PREMIÈRE DEMANDE D'EMPLOI EN 2012.

TAUX D'EMPLOI



SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAA (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.
NOTE DE LECTURE : 6 mois après l'entrée en activité réduite, les personnes qui ont débuté une activité réduite 3 mois après leur entrée au chômage présentent un taux d'emploi de 19,5% contre 24,3% pour les personnes qui ont eu une expérience d'activité réduite plus de 3 mois après ou n'ont eu aucune expérience dans les 6 mois suivant leur inscription au chômage.

TAUX D'EMPLOI

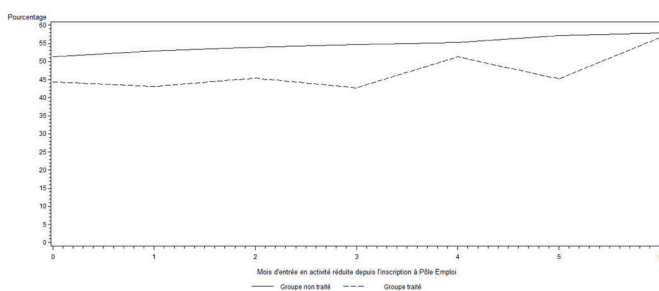


SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAA (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.
NOTE DE LECTURE : à un horizon de 12 mois après l'entrée en activité réduite, les personnes qui ont débuté une activité réduite 3 mois après leur entrée au chômage présentent un taux d'emploi de 28,2% contre 28,4% pour les personnes qui ont eu une expérience d'activité réduite plus de 3 mois après ou n'ont eu aucune expérience dans les 6 mois suivant leur inscription au chômage.

ANNEXE 6

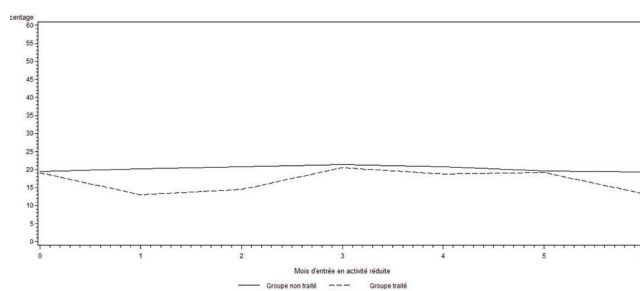
DIFFÉRENCES DE PROPORTIONS DANS LES TYPES DE CONTRATS DES EMPLOIS EN REPRISE OCCUPÉS 12 MOIS APRÈS L'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE ENTRE LES DEMANDEURS D'EMPLOI ENTRÉS EN AR UN MOIS DONNÉ ET LES DEMANDEURS D'EMPLOI ENTRANTS PLUS TARDIVEMENT EN AR OU N'AYANT AUCUNE EXPÉRIENCE D'AR LORS DE LEUR PREMIÈRE DEMANDE D'EMPLOI EN 2012.

CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE (HORS AR)



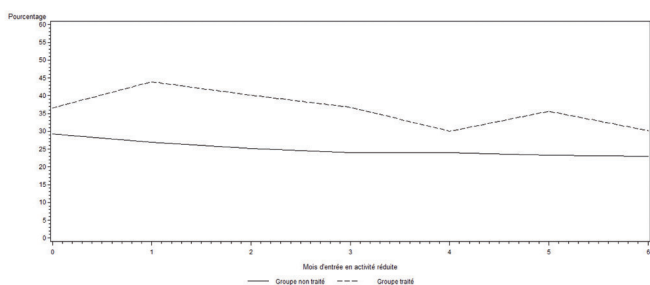
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.
NOTE DE LECTURE : à un horizon de 12 mois après l'entrée en activité réduite, 42,7% des personnes qui ont débuté une activité réduite 3 mois après leur inscription à Pôle emploi sont en contrat à durée indéterminée contre 54,7% des personnes qui ont eu une expérience d'activité réduite plus de 3 mois après ou n'ont eu aucune expérience dans les 6 mois suivant leur inscription au chômage.

CONTRAT À DURÉE INDÉTERMINÉE (HORS AR)



SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.
NOTE DE LECTURE : 12 mois après l'entrée en activité réduite, 20,5% des personnes qui ont débuté une activité réduite 3 mois après leur inscription à Pôle emploi sont en contrat à durée indéterminée contre 21,3% des personnes qui ont eu une expérience d'activité réduite plus de 3 mois après ou n'ont eu aucune expérience dans les 6 mois suivant leur inscription au chômage.

CONTRAT DE TRAVAIL TEMPORAIRE (HORS AR)

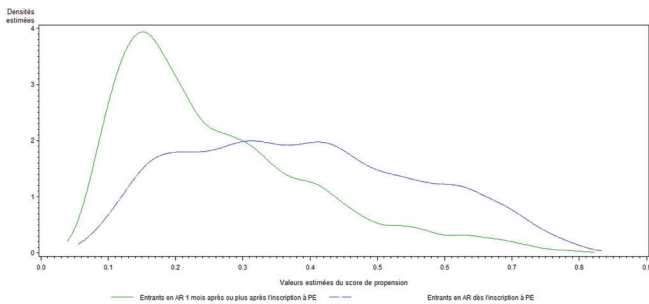


SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.
NOTE DE LECTURE : à un horizon de 12 mois après l'entrée en activité réduite, 36,7% des personnes qui ont débuté une activité réduite 3 mois après leur inscription à Pôle emploi sont en contrat de travail temporaire contre 24,0 % des personnes qui ont eu une expérience d'activité réduite plus de 3 mois après ou n'ont eu aucune expérience dans les 6 mois suivant leur inscription au chômage.

ANNEXE 7

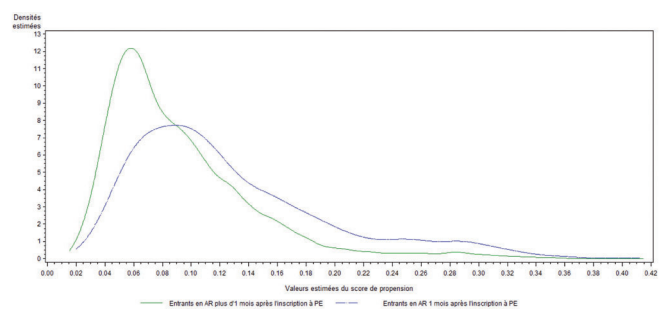
DENSITÉS ET SUPPORTS DES PROBABILITÉS ESTIMÉES D'ENTRER EN AR UN MOIS DONNÉ. COMPARAISON ENTRE LE GROUPE D'INDIVIDUS TRAITÉS (PERSONNES ENTRÉES EN AR) ET LE GROUPE ASSOCIÉ D'INDIVIDUS NON TRAITÉS. SUIVANT LA DATE D'ENTRÉE EN ACTIVITÉ RÉDUITE.

**DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
1 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE**



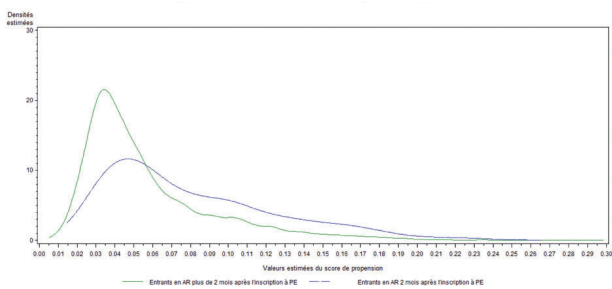
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

**DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
1 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE**



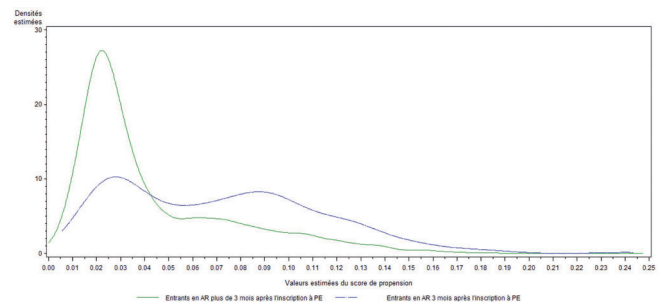
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

**DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
2 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE**



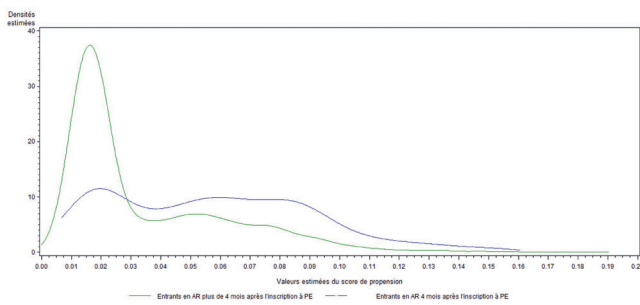
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

**DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
3 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE**



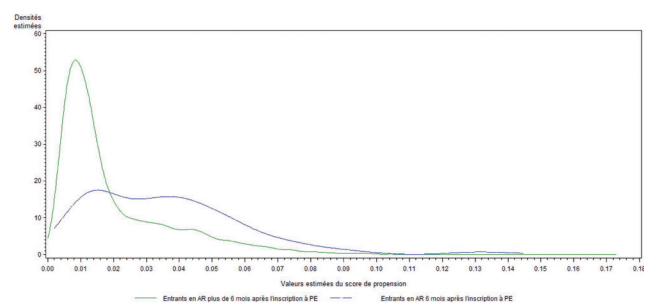
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAAE (ACOSS).
CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
 4 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE



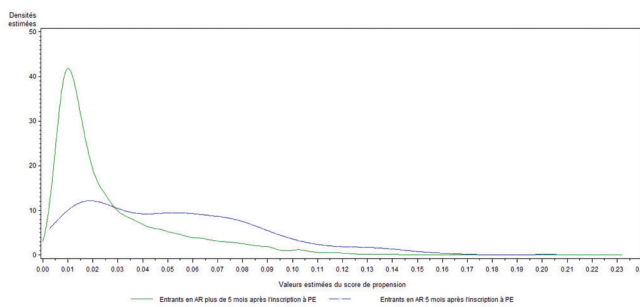
SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
 CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
 5 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE



SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
 CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

DENSITÉ DE PROBABILITÉ D'ENTRER EN AR
 6 MOIS APRÈS L'INSCRIPTION À PE



SOURCE : années 2012 et 2013 du FH-D3 (Pôle emploi) et des DPAE (ACOSS).
 CHAMP : demandeurs d'emploi en catégories ABC qui se sont inscrits à Pôle emploi durant les 6 premiers mois de 2012 en France métropolitaine.

2

ACTIVITÉ RÉDUITE :

LES ALLOCATAIRES SONT-ILS SENSIBLES AUX EFFETS DE SEUIL ?

PAULINE GONTHIER (DARES),
THOMAS LE BARBANCHON (CREST)

100 RÉSUMÉ

103 INTRODUCTION

105 PRÉSENTATION DU DISPOSITIF D'ACTIVITÉ RÉDUITE

105 RÈGLES CLASSIQUES DE L'ASSURANCE CHÔMAGE EN L'ABSENCE DE CUMUL

105 RÈGLES DE CUMUL POUR LES ALLOCATAIRES DU RÉGIME GÉNÉRAL

106 RÈGLES SPÉCIFIQUES S'APPLIQUANT AUX SENIORS ET AUX INTÉRIMAIRES

109 MODÈLE ET STRATÉGIE EMPIRIQUE

109 MODÈLE STANDARD

112 STRATÉGIE EMPIRIQUE D'IDENTIFICATION DU PARAMÈTRE D'ÉLASTICITÉ

115 PRÉSENTATION DES DONNÉES

117 ANALYSE GRAPHIQUE

117 DISTRIBUTION GÉNÉRALE DES REVENUS D'ACTIVITÉ ET DES HEURES TRAVAILLÉES

119 ANALYSE D'HÉTÉROGÉNÉITÉ

123 QUANTIFICATION DE LA RÉACTION AU SEUIL

- 123 ANALYSE DE LA ZONE DOMINÉE
- 126 TEST DE DISCONTINUITÉ

129 DISCUSSION

133 CONCLUSION

135 RÉFÉRENCES

136 ANNEXES

- 136 ANNEXE 1 : MODÈLE DYNAMIQUE
- 138 ANNEXE 2 : TEST DE ROBUSTESSE

RÉSUMÉ

L'étude analyse les comportements des allocataires au voisinage du seuil d'éligibilité au cumul de l'indemnité-chômage et du revenu tiré des activités réduites. Les allocataires sont-ils sensibles à l'existence du seuil et ajustent-ils leurs comportements en termes de choix d'activité réduite ? Cette possibilité de cumul n'existe qu'à une double condition (régime général selon la convention 2011 d'assurance-chômage) : le revenu tiré de l'activité réduite ne doit pas être supérieur à 70 % du salaire de référence, et le nombre d'heures travaillées en activité réduite doit être inférieur à 110 heures dans le mois. Si l'une de ces deux conditions n'est pas respectée, l'allocataire ne perçoit aucune allocation pendant le mois où il exerce une activité réduite¹.

La démarche procède à la fois d'une analyse théorique des comportements des allocataires au voisinage du seuil d'éligibilité au cumul et d'une approche empirique sur la base des données observées sur la période 2006-2012, à partir du FNA et du FHS-D3 (indemnisation au titre du régime général). La stratégie empirique consiste à estimer la valeur du paramètre d'élasticité de l'offre de travail en activité réduite en quantifiant l'accumulation des individus en dessous du seuil (appelé *bunching*). La démarche examine aussi le volume d'individus qui se situent juste après le seuil et qui se trouvent dans une situation défavorable : c'est-à-dire dont le revenu total est inférieur à celui qu'ils obtiendraient en se situant au niveau du seuil et en cumulant indemnisation et revenu de l'activité réduite. Cette catégorie d'individus est nommée « masse manquante ».

Une optimisation apparemment limitée vis-à-vis des seuils, plus marquée chez les femmes et les seniors

Si les allocataires ont un comportement d'optimisation par rapport au seuil, nous devrions observer une discontinuité forte dans la distribution du ratio du salaire d'activité réduite sur le salaire de référence, avec un pic d'accumulation en-dessous du seuil de 70 % et une « masse manquante » juste au-dessus du seuil. Dans les faits, on observe bien

une légère accumulation avant le seuil et une « masse manquante » après ce seuil.

Ces constats sont plus marqués dans le cas des plus de 50 ans, ceci pouvant être mis en relation avec le fait que leurs revenus sont moins taxés en dessous du seuil (que pour les moins de 50 ans), le cumul étant donc relativement plus avantageux, toutes choses égales par ailleurs.

Les différences selon le sexe sont également sensibles : les femmes ajustent plus souvent que les hommes leur offre de travail aux revenus tirés de l'activité. En revanche, aucune différenciation significative ne se fait jour selon le niveau d'études.

À noter que les mêmes analyses en fonction du seuil d'activité réduite de 110 heures, au-delà duquel le cumul n'est plus possible ne font pas apparaître de comportement d'optimisation significatif. Ceci est notamment imputable au fait que la limite des 70 % du salaire de référence est généralement atteinte avant celle des 110 heures.

Des comportements affectés par la structure du marché du travail

On observe que le mode de la distribution des revenus en activité réduite se situe, non au niveau du seuil comme le prédit la théorie, mais à un ratio équivalent à la moitié du salaire de référence. Un second mode dans la distribution correspond au niveau du salaire de référence.

On retrouve ces deux points d'accumulation dans l'ensemble des catégories de publics analysées : ils reflètent la structure du marché du travail, où les individus anciennement rémunérés au SMIC reprennent majoritairement soit une activité réduite au SMIC à temps plein, soit à mi-temps. Ceci se confirme pour les métiers des services et de l'industrie². Dans les services, le pic à 0.5 est renforcé (par rapport à la distribution générale « tous métiers ») tandis que le pic au niveau du salaire de référence est atténué, ce qui est cohérent avec une proportion relativement forte de temps partiels dans ce type de métiers. Au contraire, l'industrie est caractérisée par une proportion relativement

1. Les travaux sont menés sur des données antérieures à la convention d'assurance-chômage de 2014 qui supprime tous les seuils relatifs au cumul salaire/indemnité-chômage.

2. Il s'agit du code ROME du métier recherché.

élevée de contrats à temps plein et une moindre utilisation des temps partiels.

Environ 12 % des observations correspondent à des mois d'activité réduite en « zone dominée » (c'est à dire sans cumul d'allocation/salaire et avec un revenu total plus faible qu'en cumul juste en-dessous du seuil) lorsque l'on considère uniquement les individus ayant eu recours au dispositif au moins 9 fois (ce qui correspond à la moyenne du nombre de recours par individu).

La probabilité empirique de se retrouver en zone dominée est plus élevée pour les femmes que pour les hommes.

Enfin, l'hypothèse n'est pas vérifiée d'une rationalité accrue des individus grâce à une meilleure connaissance des règles de l'assurance chômage acquise au fil du temps en recourant plusieurs fois aux activités réduites.

En considérant l'évolution de la proportion d'individus en « zone dominée » en fonction du nombre de mois de recours à l'activité réduite, on devrait en principe observer une diminution de la proportion d'individus se situant dans cette zone au fur et à mesure que leur familiarité avec ce dispositif augmente. Si l'on considère uniquement les individus ayant eu recours au dispositif 9 fois, la proportion d'individus en zone dominée est de 9,9 % lors des deux premiers mois d'activité réduite, de 12,4 % entre le 3^e et le 5^e recours à l'activité réduite, puis diminue de nouveau pour atteindre 11,8 % des observations entre le 6^e et le 9^e mois d'activité réduite. Néanmoins, l'effet d'apprentissage peut être contrebalancé par un « effet d'horizon » : à mesure que l'individu s'approche de sa fin de droit, il a de plus en plus intérêt à travailler au-dessus du seuil afin de reporter un nombre maximal de jours indemnisables dans les mois qui viennent.

Une estimation d'un effet de seuil limité

La procédure statistique d'estimation de l'effet du seuil montre que cet effet est significatif, mais de faible ampleur. La comparaison des différentes estimations effectuées suggère que la discontinuité de la distribution des salaires observée au niveau du

seuil correspond à une diminution de 4 à 8 % de la densité observée juste avant le passage du seuil.

Des distinctions apparaissent selon les caractéristiques sociodémographiques des individus : la différence entre les hommes et les femmes est confirmée, la réaction étant plus importante pour ces dernières ; l'ampleur de la réaction semble croître avec le niveau du diplôme, conformément à l'intuition selon laquelle le degré d'information comme l'élasticité de l'offre de travail sont plus élevés pour les plus diplômés ; de même, l'ampleur de la réaction augmente légèrement avec le niveau du salaire de référence.

Quelles explications à ce faible effet de seuil ?

La première explication tient à l'existence de considérations dynamiques de la part des allocataires qui prennent en compte le fait que le recours à l'activité réduite prolonge leur fin de droit, à travers le report des jours non indemnisés. Dans ce cas, les individus ont intérêt à se placer au-dessus du seuil, ce qui entraîne le report d'un nombre maximal de jours non indemnisés, et repousse d'autant leur fin de droit. Ceci est confirmé par le constat selon lequel les individus dont les durées d'indemnisation sont les plus longues (27 mois) présentent une optimisation plus forte au niveau du seuil. Cet effet est cependant contrebalancé par un effet apprentissage : à mesure que la fin de droit approche, les individus ont aussi acquis davantage d'information sur les règles d'indemnisation de l'assurance chômage et cela se traduit par une accentuation observée de l'optimisation à mesure qu'approche la fin de droit, ce qui semble indiquer que l'effet d'apprentissage domine.

La deuxième explication tient à la rigidité de la demande de travail. Les pics observés dans les distributions au niveau du mi-temps et du temps plein suggèrent que les individus en activité réduite se voient offrir des contrats « standards » qui ne correspondent que de manière accidentelle au ratio de 70 % de leur salaire de référence.

La troisième explication porte sur le manque d'information relative aux règles de cumul.

L'enquête conduite par l'Unédic auprès des allocataires en activité réduite en 2011 confirme que la méconnaissance des règles de cumul, et notamment du seuil de 70 %, est largement répandue parmi les allocataires. Les femmes apparaissent davantage informées que les hommes, ceci étant cohérent avec les analyses précédentes, qui indiquent une plus forte optimisation pour les femmes.

À noter que si la méconnaissance des règles est le facteur principal de non réaction, cela souligne la nécessité d'accroître leur visibilité et leur lisibilité. Si c'est la rigidité du marché du travail qui prévaut, les effets de seuils sur l'emploi sont de second ordre (aucun impact sur la demande de travail) : à barème d'indemnisation inchangé, la suppression du seuil emporte pour seule conséquence d'augmenter le coût du dispositif, sans créer d'heures travaillées, avec un effet d'aubaine pour les individus se trouvant juste au-dessus du seuil de 70 %.

Enfin, la dernière explication est relative à l'existence de motivations non financières à la reprise d'une activité. Par exemple, l'enquête Unédic indique que 63 % des personnes ayant connaissance de la possibilité de cumul déclarent qu'elles auraient occupé l'emploi de toute façon, même en l'absence de possibilité de cumul. De même, les travaux sur le non-recours au RSA insistent sur l'importance accordée au fait de trouver une activité réduite au-delà du seuil de cumul, en conservant uniquement le salaire tiré de leur propre activité et en cessant éventuellement de s'inscrire à Pôle emploi.

INTRODUCTION

Entre 1995 et 2014, le nombre d'allocataires de l'assurance chômage en activité réduite a presque triplé, passant de 17 % à 33 % des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi.

1 800 000 demandeurs d'emploi exerçaient une activité réduite en avril 2015 ¹. Ce dispositif, mis en place par l'Unédic en 1986, permet aux demandeurs d'emploi exerçant une activité rémunérée de cumuler l'allocation chômage avec une partie du revenu d'activité. Il est emblématique des politiques d'activation du marché du travail : au moyen d'une incitation financière à la reprise d'emploi, il doit permettre au demandeur d'emploi de conserver un lien avec le marché du travail, et accroître ainsi sa probabilité de retour vers un emploi stable.

Alors que des dispositifs de ce type existent dans de nombreux pays de l'OCDE (voir Kyra (2010) pour une revue des dispositifs existants), et qu'ils tendent à concerner un nombre croissant d'allocataires à l'image du cas français, ils ont fait l'objet de peu de travaux économiques à ce jour.

La plupart des études s'intéressent à l'effet de l'activité réduite sur la probabilité de retrouver un emploi permanent (Kyra, 2010 ; Fremigacci and Terracol, 2015 ; Godoy et al., 2014). Elles trouvent généralement que l'effet de l'activité réduite sur la réinsertion professionnelle est ambigu. Si la pratique d'une activité peut agir comme un marchepied vers l'emploi ², via son effet positif sur le capital humain ou sur le réseau professionnel du demandeur d'emploi, elle porte également le risque d'enfermer le demandeur d'emploi dans une trappe au travail précaire, en entraînant une diminution de l'effort de recherche d'un emploi stable (Fremigacci and Terracol, 2015 ; Fontaine and Rochut, 2014). Dans l'ensemble de ces travaux, l'impact de l'activité réduite est hétérogène selon les groupes socio-démographiques, et varie en fonction de la durée passée en activité réduite ³.

Quelques travaux, principalement sur données américaines (McCall, 1996) mais également sur données françaises (Gurgand, 2002), étudient le lien entre la générosité du dispositif d'activité réduite et la probabilité de recours à ce dispositif. Ils concluent que la générosité du dispositif, c'est-à-dire un taux de cumul plus favorable entre allocation chômage et revenu d'activité, est corrélée positivement à la probabilité de recourir à l'activité réduite. Fremigacci and Terracol

(2015) s'intéressent à l'impact de la générosité du dispositif sur la qualité des emplois occupés. Ils trouvent qu'un taux de cumul plus généreux entraîne une sélection des individus dans des emplois de qualité inférieure lorsqu'ils pratiquent l'activité réduite, ce qui se traduit par un effet d'enfermement (ou de « trappe à chômage ») plus fort et une probabilité plus faible d'être en emploi permanent trois mois après la fin de l'activité réduite.

Ainsi, la générosité du dispositif influencerait positivement sur la probabilité de recours mais négativement sur la qualité des emplois occupés en activité réduite. Notre contribution à cette littérature est double. D'une part, nous privilégions l'étude des comportements des allocataires en activité réduite à la marge intensive, alors que les études précitées s'intéressent presque exclusivement à la marge extensive du dispositif ⁴. Sachant qu'un demandeur d'emploi est en activité réduite, combien d'heures travaille-t-il ? Cette approche permet de mieux cerner les caractéristiques des emplois occupés en activité réduite, en termes de salaire ou de volume horaire. Observe-t-on différents modes d'utilisation du dispositif d'activité réduite en fonction des caractéristiques socio-démographiques des allocataires ? D'autre part, en étudiant le niveau d'activité réduite choisi par les allocataires en fonction des règles de cumul entre allocation et salaire d'activité réduite, nous montrons qu'il est théoriquement possible d'estimer localement l'élasticité du travail par rapport au salaire net. Le barème de cumul entre activité réduite et allocation présente un seuil au-delà duquel le cumul devient impossible, entraînant une perte de revenu

1. Source : fichiers de la statistique mensuelle sur le marché du travail (STMT) de Pôle emploi et de la Dares, données CVS-CJO.

2. On parle de *stepping stone effect* dans la littérature anglo-saxonne.

3. Fontaine et Rochut (2014) trouve un impact négatif lorsque la durée passée en activité réduite excède six mois.

4. Par *marge extensive*, nous entendons la probabilité de recourir au dispositif. Par *marge intensive*, nous désignons l'intensité d'utilisation du dispositif.

nette pour l'allocataire par rapport à la situation de cumul : ce design en fait un objet intéressant d'application d'articles récents développés en économie de la taxation (Saez, 2010 ; Chetty et al., 2013 ; Kleven and Waseem, 2013 ; Le Barbanchon, 2015).

L'analyse de la distribution des allocataires autour de ce seuil apporte en outre un éclairage sur l'existence d'un « effet de seuil », qui enfermerait les allocataires dans des niveaux d'activité inférieurs à leur niveau d'activité potentiel. Jusqu'à présent, peu de travaux ont examiné l'importance empirique de ces effets de seuil, alors même qu'un nombre important de prestations sociales sont caractérisées par des barèmes discontinus. Il s'agit d'un préalable à l'étude des effets de la suppression de ces seuils, souvent préconisée dans une logique de simplification des aides sociales (le seuil de cumul de l'allocation chômage et du salaire d'activité réduite a été supprimé en octobre 2014).

Enfin, l'étude des comportements individuels au niveau de ces seuils, notamment dans les zones dominées où les allocataires perçoivent des revenus mensuels plus faibles qu'au niveau du seuil tout en travaillant davantage, permet de mettre en évidence l'existence de motivations extra-financières présidant à la reprise d'emploi.

Le résultat principal de notre étude est que les allocataires affiliés au régime général réagissent faiblement à la présence d'un seuil⁵. Si certains résultats traditionnels de la littérature économique se trouvent confirmés, notamment le fait que les femmes réagissent davantage (élasticité plus forte), la faiblesse de la réaction observée concerne l'ensemble de la population, quel que soit le niveau d'études.

Nous attribuons cette faible optimisation à trois causes. Elle peut refléter d'abord les considérations intertemporelles des allocataires, qui recourent au dispositif pour prolonger leur période d'indemnisation, indépendamment du gain financier instantané. Elle révèle également de fortes rigidités sur le marché du travail, qui ne permettent pas aux allocataires d'atteindre le nombre d'heures et le salaire d'activité réduite souhaités (optimaux du point de vue du barème d'activité réduite).

Elle est enfin le symptôme d'un défaut d'information des allocataires sur les règles de cumul. C'est cette asymétrie d'information qu'il s'agrait d'explorer davantage dans de prochains travaux, en exploitant notamment l'enquête réalisée par l'Unédic en 2012 auprès des allocataires de l'assurance chômage en activité réduite (Blouard et al., 2012).

Après avoir présenté le dispositif d'activité réduite, en explicitant les règles de cumul (section 2), nous développons un modèle théorique rendant compte des choix de niveaux d'activité réduite des allocataires en fonction du taux de taxation implicite de leur allocation chômage (section 3). Nous utilisons ensuite les données administratives de Pôle emploi (décrites dans la section 4) pour tester la pertinence empirique de ce modèle théorique, en analysant notamment l'hétérogénéité des comportements des allocataires (section 5). Cette analyse descriptive est complétée par une quantification locale de l'impact du seuil sur la distribution des salaires (section 6). Nous proposons enfin différentes hypothèses pour expliquer la faible ampleur des réactions observées dans nos données (section 7). Nous envisageons l'existence de considérations dynamiques de la part des allocataires, d'un défaut d'information quant aux règles d'indemnisation et de rigidités fortes concernant les contrats proposés en activité réduite.

5. Nous n'incluons pas dans notre étude les intérimaires et les intermittents. Ces deux populations sont probablement plus sensibles à l'existence de seuils, en raison de contrats de travail plus flexibles et atypiques.

PRÉSENTATION DU DISPOSITIF D'ACTIVITÉ RÉDUITE

Le dispositif d'activité réduite permet aux allocataires de l'assurance chômage qui exercent une activité réduite de cumuler partiellement le revenu tiré de leur activité avec leur allocation chômage, pendant une durée maximale de 15 mois. Le montant de l'allocation perçu par l'allocataire en activité réduite dépend, d'une part, du niveau d'activité réduite choisi par le demandeur d'emploi (nombre d'heures et salaire de l'activité), et d'autre part du salaire de référence de ce dernier⁶.

RÈGLES CLASSIQUES DE L'ASSURANCE CHÔMAGE EN L'ABSENCE DE CUMUL

Pour notre période d'étude, trois conventions tripartites successives définissant les règles d'indemnisation ont été en vigueur : la convention de 2006, de 2009 puis de 2011.

La durée du droit à indemnisation des demandeurs d'emploi dépend de leur durée de cotisation : elle variait de 7 mois (pour un demandeur d'emploi qui a travaillé 6 mois au cours des 22 derniers mois) à 23 mois (pour un demandeur d'emploi qui a travaillé 16 mois au cours des 26 derniers mois) lorsque la convention de 2006 était en vigueur ; depuis la convention de 2009, un jour travaillé donne droit à un jour d'indemnisation.

Le montant de l'allocation dépend du salaire de référence journalier (brut) du demandeur d'emploi, qui correspond au salaire moyen calculé sur le nombre de jours travaillés pendant l'année précédant la perte d'emploi. Le taux de remplacement, c'est-à-dire le ratio de l'allocation par rapport au salaire de référence, est dégressif. Il est maximal (75 %) pour les individus qui gagnaient un SMIC, puis dégressif jusqu'au taux minimal de 57,4 %.

La formule exacte de calcul de l'allocation est la suivante. Considérons un salarié à temps plein dont le salaire de référence est noté w_{day}^{ref} . Notons b_{day} son salaire journalier de référence.

$$b_{day} = \min \left[0.75 \times w_{day}^{ref}; \max \left(b_{min}; (f + 0.404 \times w_{day}^{ref}); 0.574 \times w_{day}^{ref} \right) \right]$$

où b_{min} est le niveau minimum d'allocation chômage journalière (soit 28.58 euros en 2014) et f un

paramètre égal à 11,72 € en 2014. Les valeurs de ces deux paramètres sont révisées sur une base annuelle pour tenir compte de l'inflation⁷.

RÈGLES DE CUMUL POUR LES ALLOCATAIRES DU RÉGIME GÉNÉRAL

L'allocation chômage est versée sur une base mensuelle. Le demandeur d'emploi déclare à l'administration le nombre d'heures travaillées et le salaire brut correspondant (z_t).

Ces éléments sont utilisés par Pôle emploi pour déterminer

le montant de l'allocation qui doit être versée au titre du mois d'activité réduite.

Lorsque le demandeur d'emploi n'a pas exercé d'activité réduite au cours du mois civil, le montant de l'allocation est égal au nombre de jours dans le mois, multiplié par son allocation journalière :

$$b_{month} = N_{days} \times b_{day}$$

S'il pratique une activité réduite au cours du mois t , il a la possibilité de cumuler une partie de son allocations chômage b_t avec le revenu z_t provenant de son activité réduite.

La réduction du montant de son allocation qui résulte de l'activité réduite peut être exprimée en nombre de jours non indemnifiables. La règle administrative de calcul du nombre de jours non indemnifiables est la suivante :

$$N_t^{report} = \frac{z_t}{w_{day}^{ref}}$$

6. Nous reprenons la définition de l'activité réduite données par l'Unédic dans l'ensemble de ce document de travail.

7. Si l'allocataire travaillait à temps partiel, la formule est adaptée afin que la dégressivité du taux de remplacement dépendent du salaire horaire. Notons part le coefficient réducteur permettant de tenir compte du temps partiel. L'allocation chômage est alors calculée de la façon suivante :

$$b_{day} = \min \left[0.75 \times w_{day}^{ref}; \max \left(part \times b_{min}; (part \times f + 0.404 \times w_{day}^{ref}); 0.574 \times w_{day}^{ref} \right) \right]$$

où z_t est le revenu mensuel de l'activité réduite et w_{day}^{ref} le salaire journalier de référence.

Cette possibilité de cumul n'existe qu'à une double condition : le revenu tiré de l'activité réduite ne doit pas être supérieur à 70 % du salaire de référence, et le nombre d'heures travaillées en activité réduite doit être inférieur à 110 heures dans le mois (ce qui correspond à 72,5 % d'un temps plein). Si l'une de ces deux conditions n'est pas respectée, l'allocataire ne perçoit aucune allocation pendant le mois où il exerce une activité réduite.

En considérant uniquement la condition portant sur le revenu d'activité, on peut exprimer $T(z_t)$, qui représente la réduction du montant de l'allocation

$$T(z_t) = \begin{cases} N_t^{report} \times b_{day} & \text{si } z_t \leq 0.7w_{month}^{ref} \\ b_{month} & \text{si } z_t > 0.7w_{month}^{ref} \end{cases}$$

où b_{month} correspond au montant mensuel de l'allocation de chômage calculée selon les règles décrites précédemment (partie 2) et w_{month}^{ref} est le salaire de référence mensuel

$$N_{days} \times w_{day}^{ref}.$$

La réduction du montant de l'allocation $T(z_t)$ peut également être interprétée comme une taxation implicite du revenu d'activité lorsque l'allocataire est en-dessous du seuil, taxation au taux $T'(z_t)$. En effet, le montant de l'allocation chômage perçue par l'allocataire en activité réduite s'écrit comme suit (pour $z_t \leq 0.7w_{month}^{ref}$) :

$$\begin{aligned} b_t &= b_{month} - T(z_t) \\ &= b_{month} - (N_t^{report} \times b_{day}) \\ &= b_{month} - \frac{z_t}{w_{day}^{ref}} \times b_{day} \\ &= b_{month} - z_t \times \tau \end{aligned}$$

où τ est égal au taux de remplacement b_{day}/w_{day}^{ref} .

Le revenu total de l'allocataire à la période t , R_t , constitué à la fois de son allocation chômage (b_t s'il est en-dessous du seuil, nulle sinon) et du revenu tiré de son activité réduite, est égal à :

$$\begin{aligned} R_t &= b_t + z_t \\ &= b_{month} - T'(z_t)z_t + z_t \\ &= b_{month} + (1 - T'(z_t))z_t \end{aligned}$$

En d'autres termes, le salaire d'activité réduite est taxé implicitement au taux de remplacement lorsque l'allocataire choisit un niveau d'activité réduite inférieur au seuil.

($T'(z_t) = \tau$). On préférera l'écriture $T'(z_t)$ par la suite, plus générale.

Précisons que la réduction du montant de l'allocation chômage qui résulte de l'activité réduite, $T(z_t)$, n'est pas perdue définitivement. Le nombre de jours non indemnisés pour cause d'activité réduite est transféré à une période ultérieure, différant d'autant la date de fin de droit pour le demandeur d'emploi choisissant de pratiquer une activité réduite⁸. Ainsi, lorsqu'un allocataire se place au-dessus du seuil et renonce temporairement à son allocation chômage il obtient en retour un prolongation de sa période d'indemnisation.

RÈGLES SPÉCIFIQUES S'APPLIQUANT AUX SENIORS ET AUX INTÉRIMAIRES

Les règles décrites ci-dessus s'appliquent uniquement aux allocataires de moins de 50 ans affiliés au régime général.

Les intérimaires et les intermittents (annexe 4, 8 et 10 des conventions d'assurance chômage 2006, 2009 et 2011) ne sont pas soumis au seuil des 70 % du salaire de référence, ni au seuil des 110 heures. Ils peuvent donc cumuler allocation et revenu d'activité quel que soit le niveau d'activité choisi.

Les allocataires de plus de 50 ans affiliés au régime général sont soumis aux mêmes seuils que les allocataires de moins de 50 ans. En revanche, un coefficient réducteur est appliqué au nombre de jours non indemnisés lorsqu'ils pratiquent une activité réduite : leur taux de taxation implicite équivaut à 80 % du taux appliqué aux moins de 50 ans.

Ce taux de taxation implicite plus faible devrait affecter les comportements d'optimisation des seniors. Le salaire d'activité réduite est taxé au taux $T'(z_t)$ avant le seuil, et n'est pas taxé au-delà du seuil : l'incitation à se placer avant le seuil de 70 % du salaire de référence est donc d'autant plus forte que le taux de taxation implicite en dessous du seuil est faible.

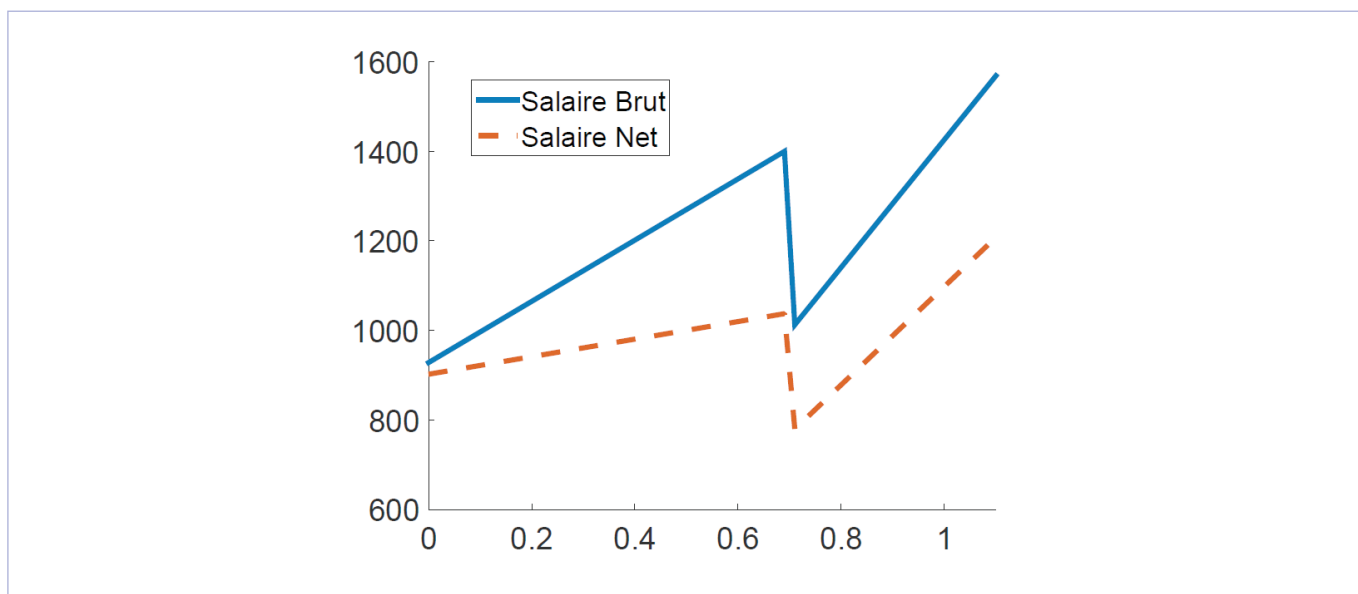
8. Le nombre de jours non indemnisés en période t , noté N_t^{report} , constitue donc un transfert de capital à la période $t + 1$ d'une valeur monétaire proportionnelle au montant de l'allocation chômage b_{day} .

Afin de visualiser graphiquement les incitations monétaires liées à l'activité réduite, nous simulons le salaire mensuel d'un allocataire qui travaillait à temps plein et au SMIC, et reprend une activité réduite, à différents niveaux de salaire. Nous considérons d'abord un allocataire de moins de 50 ans (figure 1), puis un

allocataire de plus de 50 ans, ce dernier étant taxé plus faiblement que les autres allocataires (figure 2). Nous remarquons que le saut de revenu total au niveau du seuil est plus fort pour les seniors que pour les moins de 50 ans.

FIGURE 1

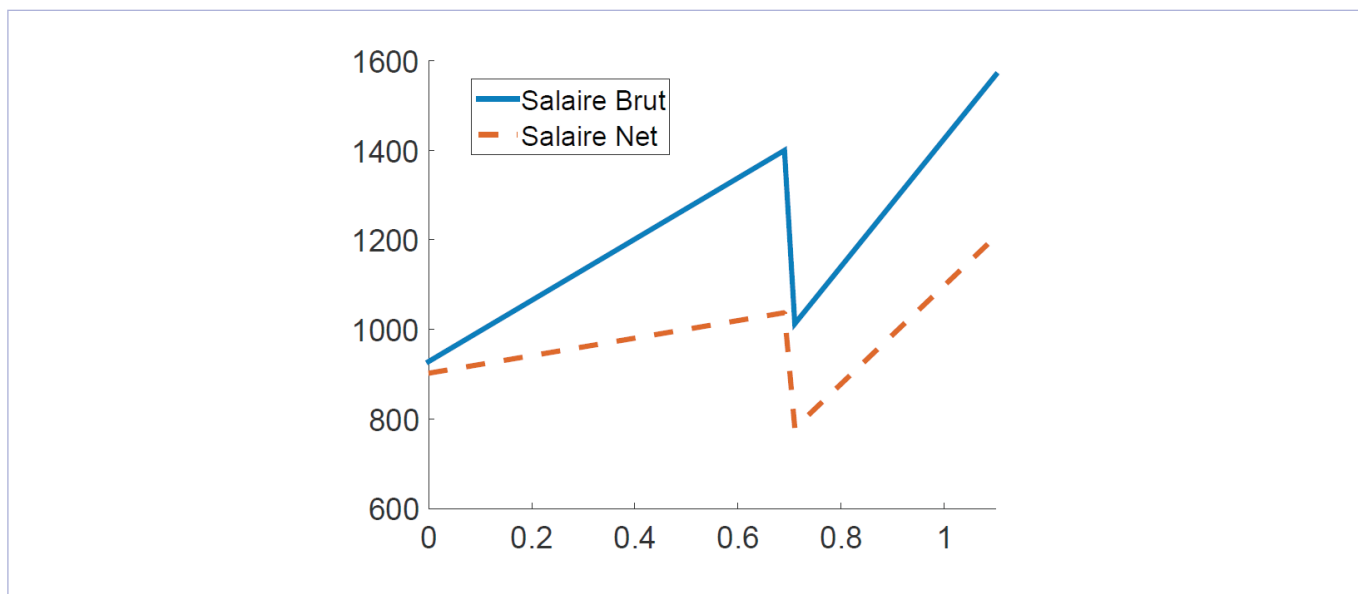
REVENU TOTAL EN FONCTION DU RATIO DU REVENU D'ACTIVITÉ SUR LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE, POUR UN ALLOCATAIRE DE MOINS DE 50 ANS DONT LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE EST UN SMIC TEMPS PLEIN



NOTES : le demandeur d'emploi ne reçoit plus d'allocation, lorsque le seuil de cumul 0.7 est franchi.

FIGURE 2

REVENU TOTAL EN FONCTION DU RATIO DU REVENU D'ACTIVITÉ SUR LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE, POUR UN ALLOCATAIRE DE PLUS DE 50 ANS DONT LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE EST UN SMIC TEMPS PLEIN



NOTES : le demandeur d'emploi ne reçoit plus d'allocation, lorsque le seuil de cumul 0.7 est franchi.

MODÈLE ET STRATÉGIE EMPIRIQUE

MODÈLE STANDARD

Pour modéliser les réponses comportementales des individus en activité réduite en fonction du taux de taxation implicite, nous nous inspirons des modèles standards utilisés en économie de la taxation (Saez, 2010; Chetty et al., 2013 ; Kleven and Waseem, 2013). Nous faisons l'hypothèse que les individus en activité réduite choisissent le niveau d'activité réduite (*i.e.* le salaire z_t) qui maximise leur utilité instantanée. Cette utilité dépend positivement de leur consommation à la période t et négativement du niveau d'activité réduite dans la mesure où celui-ci représente également la désutilité du travail. Par simplicité, nous raisonnons dans un cadre statique, mais la modélisation d'une optimisation dans un cadre dynamique est présentée en annexe (A).

L'utilité de l'individu en activité réduite s'écrit comme suit :

$$u(z_t) = z_t - T(z_t) - \frac{n}{1 + \frac{1}{e}} \times \left(\frac{z_t}{n}\right)^{1 + \frac{1}{e}} \quad (1)$$

où z_t est le salaire mensuel brut provenant de l'activité réduite à la période t , $T(z_t)$ le montant déduit de l'allocation du fait de l'activité réduite et n un paramètre de talent qui dépend de l'individu. La forme quasi-linéaire de la fonction d'utilité implique qu'il n'existe pas d'effet revenu, hypothèse communément admise pour de faibles niveaux du taux de taxation. Nous discutons des possibilités de relâcher ces contraintes fonctionnelles dans la section 5.2, lorsque nous étudions la zone dominée.

La maximisation de l'utilité instantanée donne l'égalité suivante si l'on se trouve en-dessous du seuil des 70 % du salaire de référence⁹ :

$$z^* = n \cdot (1 - T'(z))^e \quad (2)$$

Le paramètre e représente l'élasticité de l'offre de travail en activité réduite par rapport au taux marginal de

taxation $1 - T'(z_t)$. Ce paramètre présente un fort intérêt. Il permet de prédire les variations de l'offre de travail qui résulteraient d'une modification des règles de l'activité réduite (modification du niveau du seuil ou du taux de cumul par exemple) et donc d'estimer le coût global d'une telle réforme. Lorsque le taux de taxation est nul (absence de dispositif de cumul), l'équation (2) implique $z = n$: le paramètre de talent peut être interprété comme un salaire potentiel.

L'introduction d'un taux de taxation positif implicite (cumul) a pour effet de réduire le salaire net d'activité réduite en dessous du salaire potentiel, et ce d'autant plus fortement que le paramètre d'élasticité est élevé.

La discontinuité du barème de cumul au seuil de 70 % a pour effet de créer une accumulation des allocataires au niveau du seuil. Nous illustrons les mécanismes menant à cette accumulation à l'aide des figures 3 à 7. Considérons l'individu L, de talent n^L , qui travaillerait pour un salaire égal à z^L en l'absence de possibilité de cumul (figure 3). z^L marque l'abscisse du point où une courbe d'iso-utilité de l'individu L est tangente à la contrainte budgétaire (ici la première bissectrice). Supposons qu'après mise en place du dispositif d'activité réduite, une courbe d'iso-utilité de l'individu L est tangente à la nouvelle droite budgétaire du seuil z^* (figure 4). L'individu peut augmenter son utilité en se plaçant au seuil z^* . On remarque que les individus dont le talent est inférieur à n^L - l'individu de talent n' par exemple, représenté par la courbe d'utilité orange sur le second schéma de la figure 4 - ne se placeront pas au point z^* : leur courbe d'indifférence sera tangente à la nouvelle droite de budget en un point $z'' < z^*$. L'individu L est donc le premier individu, dans l'ordre des talents, à se placer exactement au niveau du seuil en réaction à la discontinuité du barème.

Considérons à présent l'individu I, de talent n^I , qui travaillerait pour un salaire égal à z^I en l'absence de possibilité de cumul. Après mise en place du dispositif d'activité réduite, il devient indifférent entre deux niveaux d'activité réduite, z^* et z^I : on voit en effet que $u^I = u^*$. Cet individu représente le marginal buncher

9. La fonction d'utilité n'est pas dérivable au niveau du seuil.

(figure 5). Il est le dernier individu, dans l'ordre des talents, à se placer exactement au niveau du seuil en réaction à la discontinuité du barème. Enfin, pour tout $n > n^I$, l'individu de talent n préfère exercer une activité réduite telle que $z > z^I$ et renoncer à ses allocations chômage.

En conclusion, la théorie prédit que l'ensemble des individus ayant un talent compris dans l'intervalle $[n^L, n^I]$ préféreront réduire leur offre de travail et se placer exactement au seuil z^* , faisant apparaître une accumulation des individus en activité réduite. La figure 6 illustre la densité que nous devrions observer pour la variable "ratio du revenu d'activité réduite sur le salaire de référence" au niveau du seuil.

La discontinuité du barème a pour autre conséquence de créer une zone strictement dominée entre le niveau de salaire z^* et le niveau de salaire z^D , (figure 7). Un individu se trouvant dans cet intervalle (i.e. $n \in [n^*, n^D]$) pourrait augmenter à la fois son revenu R et son loisir en se plaçant au point z^* . Empiriquement, sous les hypothèses formulées (absence de frictions, désutilité du travail) on ne devrait observer aucun individu dans cette zone.

FIGURE 3
OPTIMISATION EN ABSENCE DE CUMUL

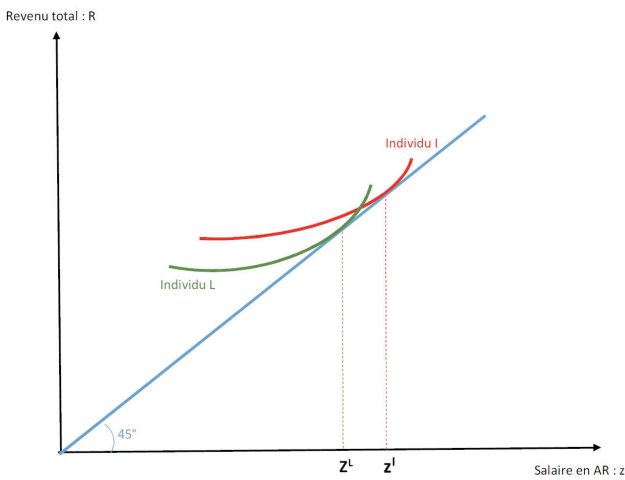
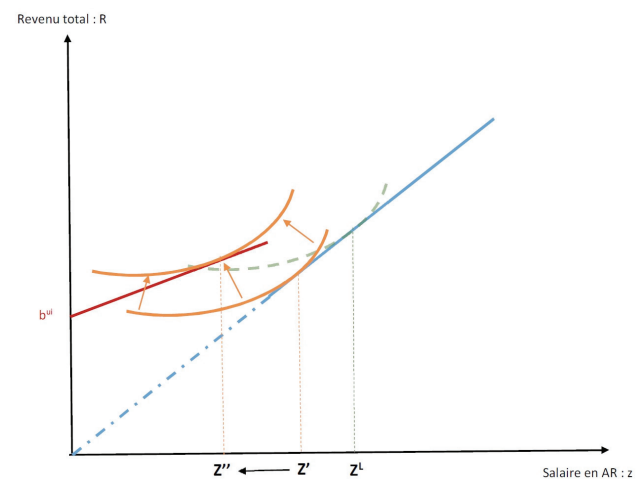
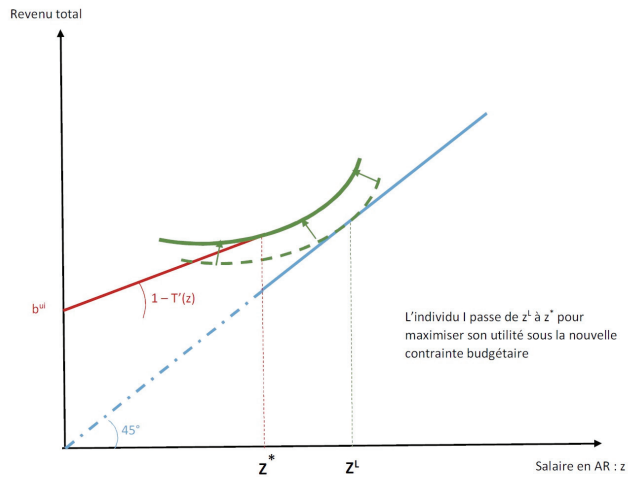
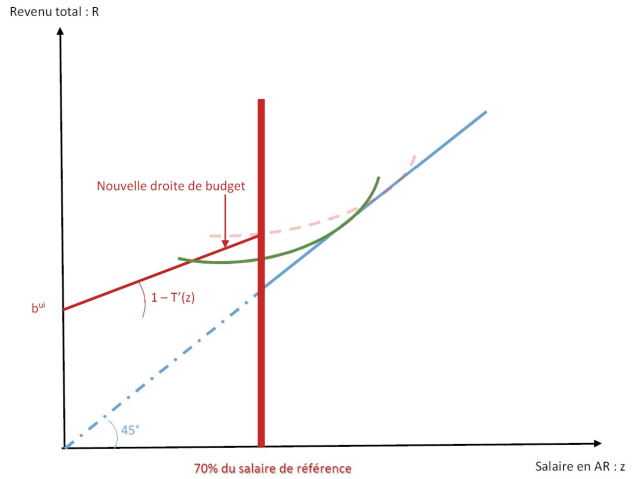


FIGURE 4
COMPOURTEMENT DE L'INDIVIDU L EN RÉACTION AU SEUIL



La présence d'individus dans cette zone strictement dominée peut recouvrir deux cas de figures :

- des rigidités sur le marché du travail : les individus ne peuvent pas choisir précisément leur salaire en activité réduite, leurs choix sont contraints par les contrats de travail proposés par les entreprises. Dans ce cas, le fait de se trouver dans la zone dominée ne révèle pas une ignorance des règles d'optimisation, mais une incapacité à cibler précisément le niveau de salaire optimal : on observe alors une masse diffuse autour du seuil, plutôt qu'un pic localisé au niveau du seuil.
- une information imparfaite sur les règles d'indemnisation. Il est possible que les demandeurs d'emploi disposent d'une information imparfaite sur les seuils (et donc sur leur revenu final, allocations incluses), alors qu'ils connaissent précisément le salaire qu'ils tirent de l'activité réduite. Dans ce cas, ils sont sensibles uniquement à leur salaire d'activité réduite, en ignorant l'impact sur le revenu total (ils ne connaissant pas l'existence de la zone dominée).

Nous examinons le profil des individus en zone dominée dans la partie 6.1.

FIGURE 5
COMPOURTEMENT DE L'INDIVIDU I « MARGINAL BUNCHER »

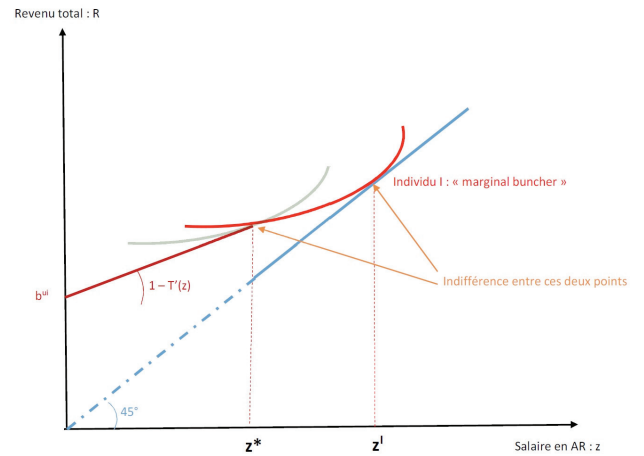


FIGURE 6
DENSITÉ THÉORIQUE DES RATIOS DE SALAIRE EN RÉACTION AU SEUIL

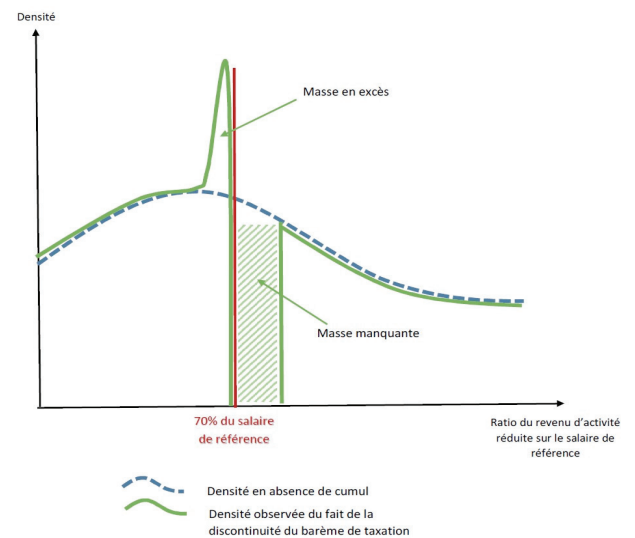
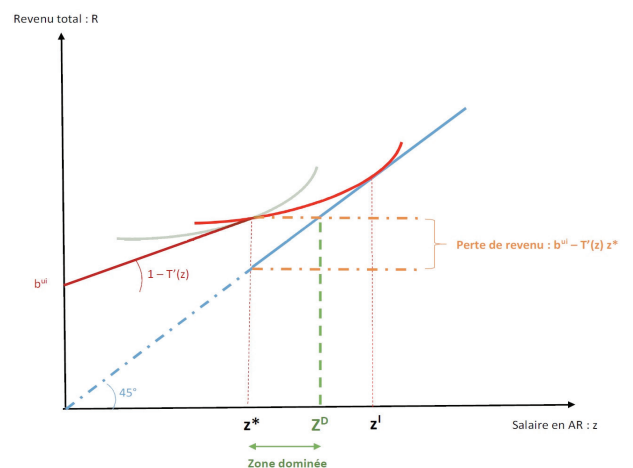


FIGURE 7
APPARITION D'UNE ZONE DOMINÉE



STRATÉGIE EMPIRIQUE D'IDENTIFICATION DU PARAMÈTRE D'ÉLASTICITÉ

L'idée fondamentale de notre stratégie empirique est d'estimer la valeur du paramètre d'élasticité e en quantifiant l'accumulation des individus en dessous du seuil (appelé *bunching*).

En utilisant l'indifférence de l'individu I entre les points z^* et z^I (voir figure 5), et le fait que l'individu L maximise son utilité au point z^* , il est possible d'établir formellement une relation entre l'élasticité e et la longueur de l'intervalle $[z^L, z^I]$ comprenant l'ensemble des individus se plaçant au point z^* . Nous établissons cette relation d'identification dans la sous-partie suivante. Ensuite, nous présentons l'estimation de la taille de la population qui s'accumule autour du seuil et comment l'existence de rigidités/frictions affecte l'estimation de l'élasticité.

Résolution du modèle

L'utilité de l'individu I au point z^* s'écrit comme suit :

$$u_I(z^*) = b^{u_i} + (1 - T'(z^*))z^* - \frac{n^I}{1 + 1/e} \cdot \left(\frac{z^*}{n^I}\right)^{1+1/e} \quad (3)$$

Son utilité au point z^I , où le taux de taxation est nul, s'écrit comme suit :

$$u_I(z^I) = z^I - \frac{n^I}{1 + 1/e} \cdot \left(\frac{z^*}{n^I}\right)^{1+1/e} \quad (4)$$

Comme le revenu d'activité en activité réduite est égal au talent de l'individu lorsque ce dernier se situe à droite du seuil (i.e. $z^I = n^I$), on obtient :

$$u_I(z^*) = b + (1 - T'(z^*))z^* - \frac{z^I}{1 + 1/e} \cdot \left(\frac{z^*}{n^I}\right)^{1+1/e}$$

$$u_I(z^I) = z^I - \frac{z^I}{1 + 1/e}$$

En utilisant le fait que $u_I(z^I) = u_I(z^*)$ (indifférence de l'individu I), on obtient l'égalité suivante :

$$z^I - \frac{z^I}{1 + 1/e} + \frac{z^I}{1 + 1/e} \cdot \left(\frac{z^*}{n^I}\right)^{1+1/e} = b^{u_i} + (1 - T'(z))z^* \quad (5)$$

ou encore :

$$z^I \left(\frac{1/e}{1 + 1/e} + \frac{1}{1 + 1/e} \left(\frac{z^*}{n^I}\right)^{1+1/e} \right) = b^{u_i} + (1 - T'(z))z^* \quad (6)$$

On sait en outre que la courbe d'utilité de l'individu L est tangente à la droite de budget à gauche du seuil, c'est-à-dire que la maximisation de son utilité vérifie la condition de premier ordre donnée par l'équation 2. On a donc :

$$z^* = n^L \cdot (1 - T'(z))^e = z^L \cdot (1 - T'(z))^e \quad (7)$$

En remplaçant z^* par $z^L \cdot (1 - T'(z))^e$ (égalité 7), on peut écrire l'équation 5 :

$$z^I \left(\frac{1/e}{1 + 1/e} + \frac{1}{1 + 1/e} \left(\frac{z^L \cdot (1 - T'(z))^e}{z^I} \right)^{1+1/e} \right) = b^{u_i} + (1 - T'(z))z^* \quad (8)$$

Si l'on admet que $\frac{z^L}{z^I} \approx 1$ et que l'on note $z^I = z^L + \Delta z$, on peut utiliser le développement limité suivant :

$$\left(\frac{z^L}{z^I}\right)^{1+1/e} = 1 - \frac{\Delta z}{z^I} \cdot (1 + 1/e)$$

L'équation 8 se simplifie alors comme suit :

$$z^I \left[\frac{1 + e(1 - T'(z))^{1+e}}{1 + e} \right] - (1 - T'(z))^{1+e} \cdot \Delta z = b^{u_i} + (1 - T'(z))z^*$$

En posant $A = \left[\frac{1 + e(1 - T'(z))^{1+e}}{1 + e} \right]$ et en rappelant que $z^I = z^L + \Delta z$, on obtient :

$$\Delta z [A - (1 - T'(z))^{1+e}] = b^{u_i} + (1 - T'(z))z^* - \frac{z^*}{(1 - T'(z))^e} A$$

On obtient finalement une expression de Δz en fonction de paramètres connus (z^* ; $T'(z)$) et du paramètre d'élasticité e :

$$\Delta z = \frac{b^{u_i} + (1 - T'(z))z^* - \frac{z^*}{(1 - T'(z))^e} A}{A - (1 - T'(z))^{1+e}} \quad (9)$$

Sachant que Δz est proportionnel à l'accumulation d'individu au niveau du seuil (cf détail ci-dessous), cette expression permet d'identifier le paramètre d'élasticité e grâce aux données dont nous disposons.

Stratégie empirique d'identification

Soit $H_0(z)$ la fonction de distribution des salaires sachant $F(n)$ la distribution des talents. En supposant que la taxation de l'activité réduite ne présente pas de discontinuité, une distribution des talents qui est continue se traduit par une distribution des salaires issus de l'activité réduite elle-même continue.

En utilisant l'équation (2), on peut écrire :

$$H_0(z) = F\left(\frac{z}{(1 - T'(z_t))^e}\right)$$

et

$$h_0(z) = \frac{1}{(1 - T'(z_t))^e} f\left(\frac{z}{(1 - T'(z_t))^e}\right)$$

Cela nous permet de calculer la masse B_t correspondant à la masse d'individus en excès à gauche du seuil, qui "bunchent" :

$$\mathcal{B}_t = \int_{z^L}^{z^I} h_0(z_t) dz_t \approx h_0(z^*) \Delta z \quad (10)$$

L'approximation est valide si l'on suppose que la distribution contrefactuelle $H_0(z)$ est à peu près constante sur l'intervalle de bunching Δz .

En présence de frictions

En suivant la stratégie développée par Kleven et Waseem (Kleven and Waseem, 2013), nous enrichissons notre modèle pour tenir compte des frictions sur le marché du travail, et de l'hétérogénéité de l'élasticité entre individus.

Notons $a(z, e)$ la proportion d'individus au niveau de salaire z , ayant une élasticité e , qui font face à des frictions importantes les dissuadant de se placer à gauche du seuil. On peut écrire :

$$\mathcal{B} = \int_e \int_{z^L}^{z^I} (1 - a(z, e)) h_0(z, e) dz de \approx h_0(z^*) (1 - a^*) E_e[\Delta z]$$

où $H_0(z)$ représente la densité des salaires en absence de notch et $h(z)$ la densité observée.

$$a^* \equiv \frac{\int_{z^L}^{z^I} h(z) dz}{\int_{z^L}^{z^I} h_0(z) dz}$$

représente la part d'individus qui ne peuvent pas buncher à cause des frictions. $E[\Delta z_e^*]$ représente la réponse structurelle moyenne au notch en absence de frictions. L'accumulation au niveau du seuil est moindre en présence de frictions.

$\mathcal{B}/(1 - a^*)$ représente l'importance du bunching en l'absence de frictions, qui peut s'apparenter à un bunching "structurel". Plus \mathcal{B} est large, et plus a^* est faible, plus l'élasticité structurelle est importante. On remarque que lorsque a^* tend vers 1, c'est-à-dire lorsque les frictions sont si fortes qu'aucun individu au niveau de salaire $z \in [z^L, z^I]$ ne parvient à se placer à gauche du seuil, alors $\mathcal{B}/(1 - a^*)$ est potentiellement très large (et tend vers l'infini). Autrement dit, en présence de fortes frictions, une masse en excès très faible ($\mathcal{B} \approx 0$) peut correspondre en réalité à une élasticité structurelle importante : l'absence de bunching observé ne permet pas de conclure à une offre de travail inélastique, si l'on a de bonne raison de croire que les individus sont soumis à de fortes frictions.

PRÉSENTATION DES DONNÉES

Nous utilisons deux types de fichier. Notre source principale de données est constituée du Fichier National des Allocataires (FNA) produit par l'Unédic et Pôle emploi¹⁰. Il recense exhaustivement l'ensemble des allocataires indemnisés¹¹. Nous utilisons par ailleurs le fichier FHS-D3, produit conjointement par Pôle emploi et le Ministère du travail (Dares). Il s'agit d'un échantillon des demandeurs d'emploi indemnisés.

L'utilisation du D3 plutôt que du FNA, pour examiner les zones dominées et les comportements en fonction de la date théorique de fin de droit (tableaux 3, 4, 5, 6 et figure 19) est motivée par des raisons pratiques (les données disponibles sont légèrement différentes entre les deux fichiers, et le D3 est beaucoup plus simple à manipuler).

Dans les deux fichiers, nous sélectionnons les individus indemnisés au régime général, et parmi eux seulement ceux qui pratiquent une activité réduite. Nous conservons uniquement les mois d'activité réduite effectués entre 2006 et 2012, indemnisés selon les règles des conventions 2006, 2009 ou 2011. Nous avons 38 594 057 observations dans la table FNA, et 5 739 520 dans le fichier D3, ce qui correspond à 4 459 830 individus dans le FNA et 609 099 dans le D3.

Nous présentons quelques caractéristiques sociodémographiques des personnes en activité réduite lors de leur premier recours à l'activité réduite¹². Les femmes sont plus nombreuses à pratiquer une activité réduite, puisqu'elles représentent 55 % de nos observations au premier mois d'activité réduite. L'âge moyen des allocataires en activité réduite est de 35 ans. Comme le soulignent Fontaine and Rochut (2014), les personnes en activité réduite ont un niveau de diplôme moyen : 37 % sont titulaires d'un BEP ou d'un CAP, 21 % ont le baccalauréat, et 25 % ont un niveau équivalent ou supérieur à un bac + 2.

92 % des individus pratiquant l'activité réduite souhaitent obtenir un CDI, et près de 90 % travailler à temps plein. Ils n'ont donc pas de préférence pour les contrats atypiques ou les horaires réduits. Le salaire

moyen de référence des 70 % d'allocataires qui avaient un salaire de référence correspondant à un temps plein est de 1 704 €. Lorsqu'ils pratiquent une activité réduite, le revenu moyen des allocataires est de 1 281 €, un tiers provenant de l'allocation chômage et deux tiers provenant du revenu issu de l'activité réduite. Le nombre d'heures moyen d'heures travaillées en activité réduite est de 71 heures par mois, ce qui équivaut à peu près à un mi-temps¹³.

Un tiers des activités réduites correspondent à des ratios de salaire supérieurs au seuil des 70 % du salaire de référence si l'on considère le premier recours à l'activité réduite.

Ce ratio dépasse 40 % si l'on tient compte de l'ensemble des observations sur la période (2006-2012). En comparant les deux groupes (indemnisable versus non indemnisable pour cause de dépassement du seuil) on note que les individus non-indemnisables perçoivent en moyenne 155 € de plus que les individus indemnisables (*i.e.* en dessous du seuil), soit un supplément de salaire de 13 %, c'est à dire un gain financier net (tableau 2). Enfin, au cours du premier mois d'activité réduite, 10 % des individus se trouvent dans la zone strictement dominée, c'est-à-dire que leur revenu total est plus faible que le revenu qu'ils obtiendraient en exerçant une activité rémunérée à 70 % de leur salaire de référence (et en cumulant revenu d'activité et allocation chômage). Nous analysons plus en détail cette population dans la partie 6.1.

10. Nous utilisons des variables issues de 3 segments, que nous appelons : le segment ODD, le segment PAR et le segment IND.

11. Les demandeurs d'emploi non indemnisés ne font pas partie de notre base de données.

12. Fontaine and Rochut (2014) montrent que ces caractéristiques évoluent légèrement à mesure que la durée passée sur les listes augmente.

13. 70 heures correspond par exemple à la durée mensuelle minimum de travail définie par la convention collective de la branche de l'aide, de l'accompagnement, des soins et des services à domicile du 21 mai (article 10).

TABLE 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES :
PREMIER MOIS D'AR

	1 ^{ER} RECOURS À L'AR
SEXE	
Homme	45,2 %
Femme	54,8 %
AGE MOYEN	
	35 ANS
SITUATION MATRIMONIALE	
Célibataire	46,1 %
Divorcé	8,9 %
Marié	44,2 %
Veuf	0,8 %
NATIONALITÉ FRANÇAISE	
	92,2 %
NIVEAU D'ÉDUCATION	
Infra V	15,9 %
CAP/BEP	37,2 %
Bac	21,1 %
Bac + 2	14,1 %
Bac + 3 ou + 4	6,6 %
Bac + 5 et plus	5,2 %
RÉGION	
Ile-de-France	15,5 %
Nord-Pas de Calais	6,5 %
Pays de la Loire	6,3 %
Rhône Alpes	10,5 %
Provence Côte d'Azur	8,6 %
Autres régions	52,6 %
MÉTIER RECHERCHÉ	
Commerce et grande distribution	16,1 %
Service à la personne	20,2 %
Support à l'entreprise	14,9 %
Industrie	7,9 %
Hôtellerie et restauration	7,9 %
BTP	7,9 %
Autres secteurs	25,1 %
CONTRAT RECHERCHÉ	
CDI	92,0 %
CDD ou contrat temporaire	5,4 %
Contrat saisonnier	2,6 %
TEMPS DE TRAVAIL SOUHAITÉ	
Temps plein	87,9 %
Temps partiel	12,1 %
SALAIRE DE RÉFÉRENCE POUR LES INDIV À TEMPS PLEIN (70,8%)	
	1 704 €
ALLOCATION CHÔMAGE BRUTE (HORS AR)	
	938 €
REVENU TOTAL EN AR ¹⁴	
	1281 €
Allocation chômage en AR (nette)	418 €
Salaire AR lors du premier recours	863 €
NB D'HEURES EN AR	
	71 H
ZONE DOMINÉE	
	10,4 %
AU-DESSUS DU SEUIL	
	33,25 %
NB DE MOIS EN AR (PAR DI)	
	6,5
NOMBRE INDIVIDUS	609 099

SOURCE : D3 (DARES-PÔLE EMPLOI). ÉCHANTILLON AU 1/10

TABLE 2

COMPARAISON DES NIVEAUX D'ACTIVITÉ
EN FONCTION DU SEUIL

	TOUTES OBSERVATIONS CONFONDUES	
	En-dessous du seuil 58,2%	Au-dessus du seuil 41,8%
Nombre d'épisodes AR par DI	5,8	7,8
Revenu total dont :	1 208 €	1 363 €
Salaire moyen AR	558 €	1 363 €
Allocation moyenne	649 €	0
Nb heures moyen	60 h	121 h
NOMBRE observations	5 739 520	

SOURCE : D3 (DARES-PÔLE EMPLOI). ÉCHANTILLON AU 1/10

ANALYSE GRAPHIQUE

La mise en œuvre de la stratégie empirique décrite en section 3 suppose d'observer effectivement des réactions comportementales au niveau du seuil dans nos données.

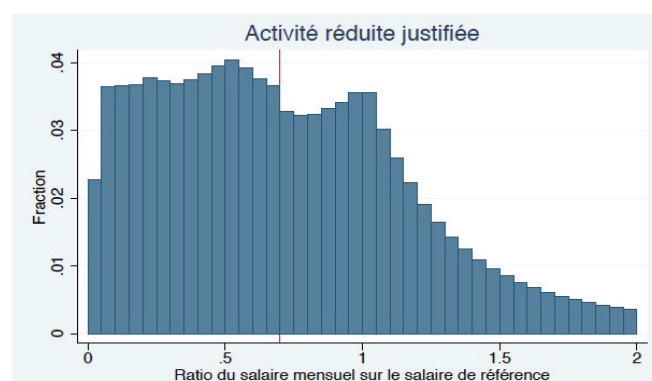
À cette fin, nous présentons la distribution du ratio du revenu d'activité réduite sur le salaire de référence pour l'ensemble des allocataires en activité réduite entre 2006 et 2012. Si les allocataires ont un comportement d'optimisation par rapport au seuil, nous devrions observer une discontinuité forte dans cette distribution, avec un pic d'accumulation en-dessous du seuil de 70 % et une masse manquante juste au-dessus du seuil, ainsi qu'illustré sur la figure 6. Ensuite, nous comparons graphiquement les comportements d'optimisation en fonction de caractéristiques observables des individus, à partir d'une simple analyse des histogrammes de distribution du ratio du salaire d'activité réduite sur le salaire de référence.

DISTRIBUTION GÉNÉRALE DES REVENUS D'ACTIVITÉ ET DES HEURES TRAVAILLÉES

L'histogramme construit sur l'ensemble de nos observations (figure 8) laisse apparaître une légère accumulation en-dessous du seuil de 70 % (repéré par la ligne rouge verticale) ainsi qu'une masse manquante au niveau de la zone dominée. Cette accumulation disparaît lorsqu'on regarde la distribution des salaires des intérimaires, qui ne sont pas soumis au seuil des 70 % : bien que la comparabilité de ces deux populations sur le marché du travail soit limitée, l'absence de bunching pour les intérimaires conforte le fait que l'accumulation observée en population générale est en partie attribuable à l'existence du seuil (figure 9)¹⁴. La comparaison des distributions pour les plus de 50 ans et les moins de 50 ans est cohérente avec les prédictions théoriques (cf. schéma 2) : les seniors semblent optimiser davantage, ce qui reflète le fait que leur perte de revenu est plus importante en cas de passage du seuil (figure 10)¹⁵.

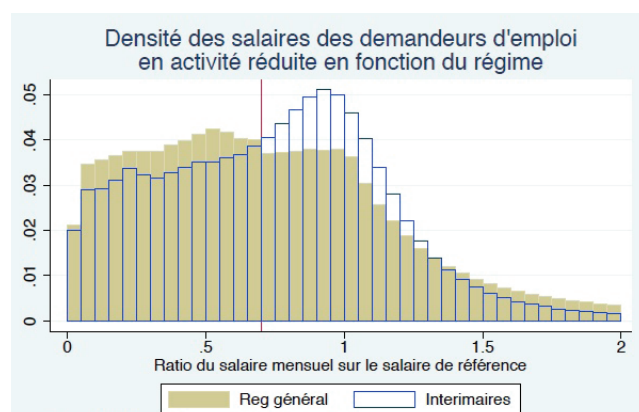
Nous présentons également la distribution du ratio des heures travaillées sur une durée de travail à temps plein (152 heures). Le seuil de 110 heures, au-delà duquel le cumul n'est pas possible, correspond à un ratio de 72,5 % d'un temps plein (ligne verticale rouge sur l'histogramme). Dans la suite de notre analyse, nous laissons de côté les heures travaillées pour plusieurs raisons. D'une part, nous ne remarquons guère d'optimisation en général sur les histogrammes correspondant aux heures travaillées.

FIGURE 8
DISTRIBUTION DES SALAIRES MENSUELS



SOURCE : FNA
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012). AR justifiée.
La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

FIGURE 9
DISTRIBUTION DES SALAIRES MENSUELS SELON LE RÉGIME D'INDEMNISATION



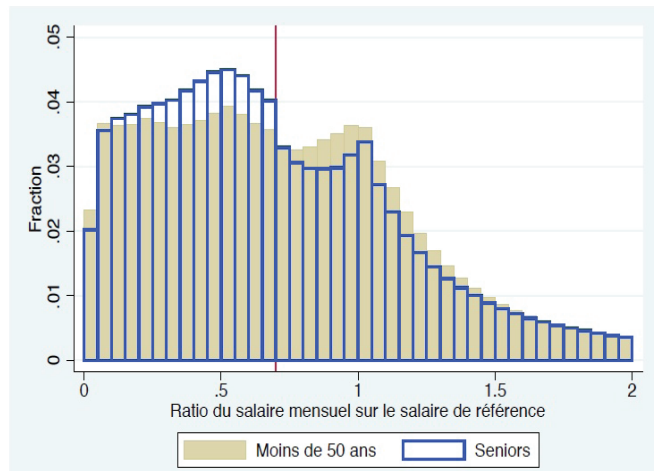
SOURCE : D3 (Dares-Pôle emploi). Échantillon au 1/10.
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012). La ligne verticale correspond au seuil de 70 %.

14. La figure concernant les intérimaires est construite à partir du D3 car nous ne disposons pas des données sur les intérimaires dans notre extraction du FNA.

15. Leur allocation chômage est moins fortement taxée en-dessous du seuil, le cumul est donc plus avantageux pour eux que pour les moins de 50 ans, toutes choses égales par ailleurs.

FIGURE 10

DISTRIBUTION DES SALAIRES MENSUELS SELON L'ÂGE



SOURCE : FNA
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.
La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

D'autre part, la limite des 70 % du salaire de référence est généralement atteinte avant la limite de 72,5 % d'un temps plein. Enfin, nous pensons que le nombre d'heures travaillées reporté à Pôle emploi par l'allocataire est plus facilement manipulable que le salaire d'activité réduite, donc moins fiable.

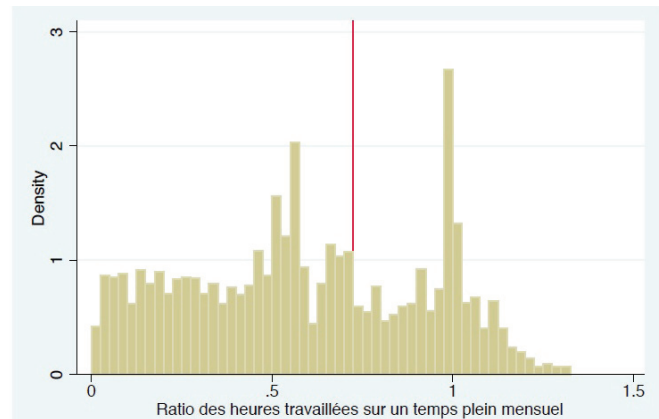
Le cas problématique de l'activité réduite non justifiée

La fiabilité des informations concernant le salaire et le nombre d'heures d'activité réduite est en principe garantie par l'obligation faite à l'allocataire de fournir ses bulletins de salaire à Pôle emploi. Cependant, une part non négligeable de nos observations correspond à des périodes d'activité réduite non justifiées. 8% de nos observations dans le D3 et 30% de nos observations dans le FNA correspondent à des périodes d'activité réduite « déclarées » mais non « justifiées ».

La distribution des salaires d'activité réduite par rapport au salaire de référence diffère selon que l'activité est justifiée ou seulement déclarée (figure 12). En comparant les deux histogrammes, nous voyons que les activités réduites déclarées sont plus systématiquement au-dessus du seuil de 0,7, tandis qu'aucun saut dans la distribution n'est visible au seuil de 0,7. Nous pouvons faire l'hypothèse qu'en l'absence de possibilité de cumul à droite du seuil, les allocataires en activité réduite n'ont pas d'incitation à fournir les justificatifs de leur activité réduite. Ainsi, à droite du seuil, nous avons un problème d'attrition de notre

FIGURE 11

DISTRIBUTION DES HEURES TRAVAILLÉES



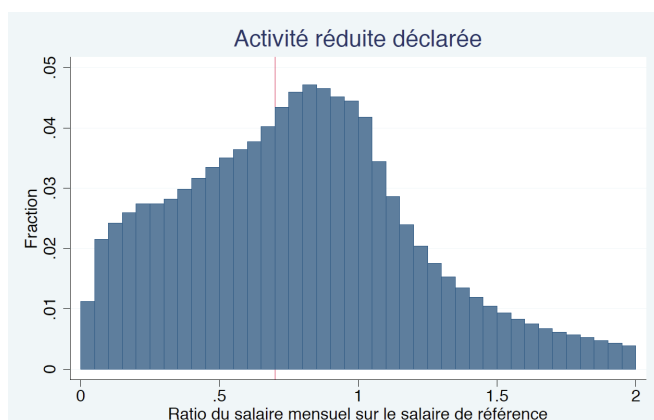
SOURCE: D3 (DARES-PÔLE EMPLOI). ÉCHANTILLON AU 1/10.
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2009).
La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

échantillon. Nous préférons conserver uniquement les activités justifiées dans nos analyses utilisant le FNA, pour nous assurer de la qualité de la variable du ratio du salaire mensuel sur le salaire de référence. Il convient néanmoins de conserver à l'esprit qu'une part de la masse manquante observée au-dessus du seuil provient, non de comportements d'optimisation, mais d'un phénomène de non-justification, proportionnellement plus important au-dessus du seuil.

Fontaine and Rochut (2014) évoquent également des cas de non-déclaration de l'activité réduite, en travaillant à partir du Fichier Historique de Pôle emploi, qu'elles comparent avec les DADS. En considérant le premier mois d'activité réduite, les auteurs trouvent que 16 % des demandeurs d'emploi en activité réduite sont identifiables grâce aux DADS mais n'apparaissent pas dans le FHS. Afin de conserver le maximum de précision sur les périodes d'activité réduite, elles font le choix de ne pas tenir compte de ces observations. Ce biais de non-déclaration affecte probablement nos données, mais nous sommes incapables de le quantifier. Il est probable qu'il nous conduise à surestimer la part d'activité réduite courtes et peu rémunérées, tandis que la non-déclaration est plus fréquente pour les allocataires ayant une activité réduite à temps plein qui leur assure une autonomie financière.

FIGURE 12

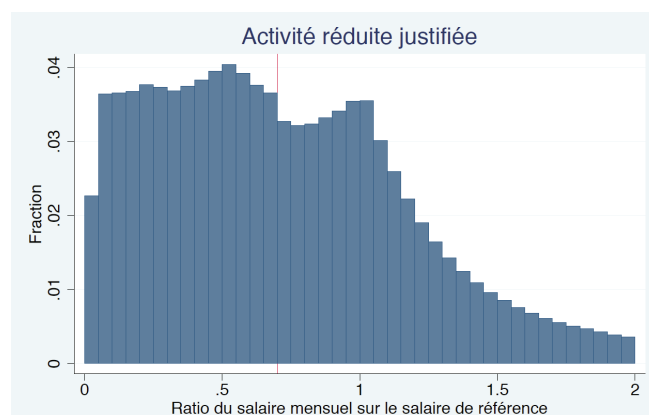
DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON QUE L'AR EST JUSTIFIÉE OU DÉCLARÉE



SOURCE: FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012). AR déclarée.

La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.



SOURCE: FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012). AR justifiée.

La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

ANALYSE D'HÉTÉROGÉNÉITÉ

Impact des caractéristiques socio-démographiques

Notre modèle théorique prédit que l'importance de la réaction comportementale au niveau du seuil dépend de l'élasticité de l'offre de travail des individus.

Or, cette élasticité est corrélée à un certain nombre de caractéristiques observables des individus, dont l'âge, la situation matrimoniale, le nombre d'enfants à charge ... Cette hétérogénéité devrait être reflétée par la distribution des salaires, l'accumulation étant plus forte pour les individus présentant une élasticité plus élevée.

La comparaison des comportements des hommes et des femmes fait effectivement apparaître une optimisation plus forte pour les femmes (figure 13). Ce résultat est cohérent avec la littérature existante : Piketty (1998) trouve par exemple une élasticité de l'offre de travail des femmes aux incitations financières au travail supérieure à celle des hommes, toutes choses égales par ailleurs. En revanche, nous ne trouvons pas dans nos données de différences d'optimisation entre les femmes avec enfants et les femmes sans enfants (2^e histogramme de la figure 13), ni davantage entre les femmes en couple et les femmes seules (3^e histogramme de la figure 13). Cette absence de différence paraît quelque peu surprenante, puisque

plusieurs études empiriques montrent que les femmes en couple sont particulièrement sensibles aux incitations financières à l'emploi tandis que les femmes seules avec de jeunes enfants y sont relativement moins sensibles (voir notamment Laroque and Salanié (2000)).

Nous examinons ensuite l'impact du niveau d'études. Celui-ci est susceptible d'affecter les comportements d'optimisation à travers deux canaux : d'une part, le paramètre d'élasticité est potentiellement corrélé au niveau de diplôme ; d'autre part, la connaissance des règles de cumul pourrait être positivement corrélée au niveau d'études, ce qui entraînerait une optimisation plus forte de la part des plus diplômés. La comparaison des allocataires selon leur niveau d'études ne révèle aucune différence significative au seuil des 70 % (figure 14).

Les individus titulaires d'un bac+2 et les individus sans diplôme présentent des distributions similaires. Les individus titulaires d'un niveau licence et plus (5 % des individus lorsqu'on regarde le premier mois d'activité réduite) se caractérisent par une proportion élevée d'activité réduite à de faibles niveaux de ratio salaire activité réduite sur salaire de référence.

Ces observations ne permettent pas de conclure à un impact quelconque du niveau d'information sur le niveau d'optimisation, ce qui pourrait s'expliquer par le fait que l'absence d'information est partagée par tous les individus, quel que soit leur niveau d'études.

FIGURE 13

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON QUE L'AR EST JUSTIFIÉE OU DÉCLARÉE

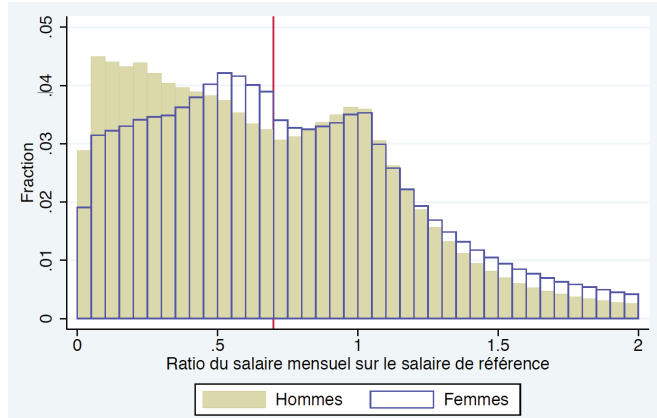
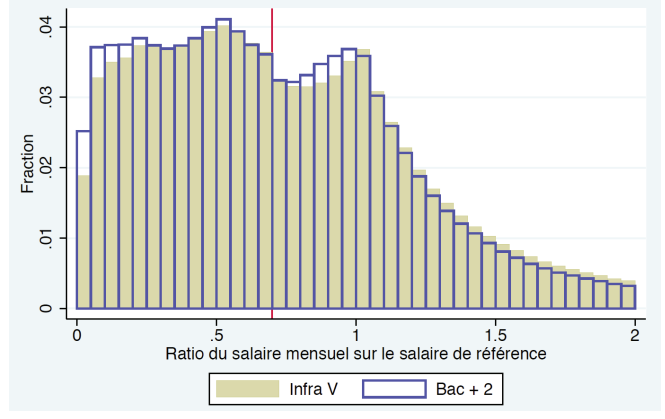
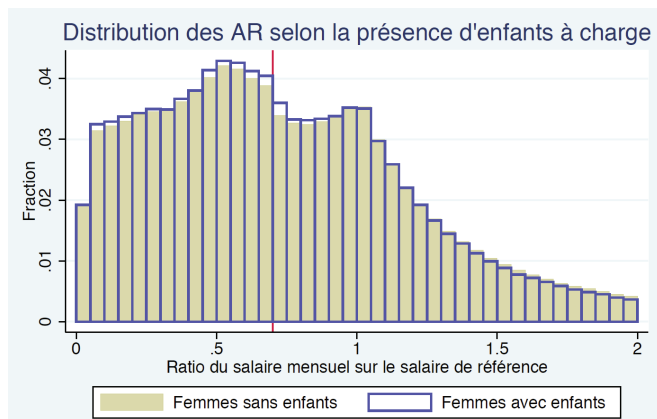
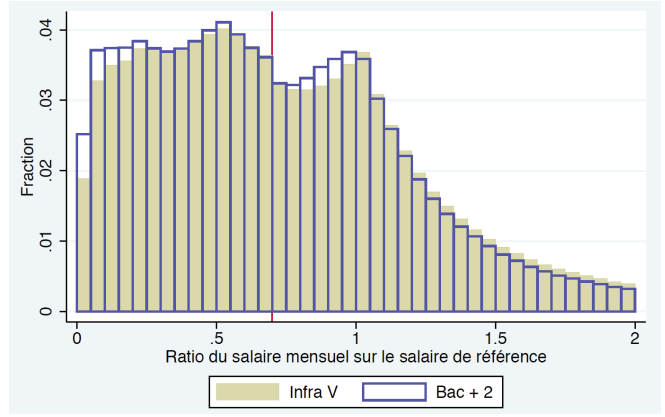
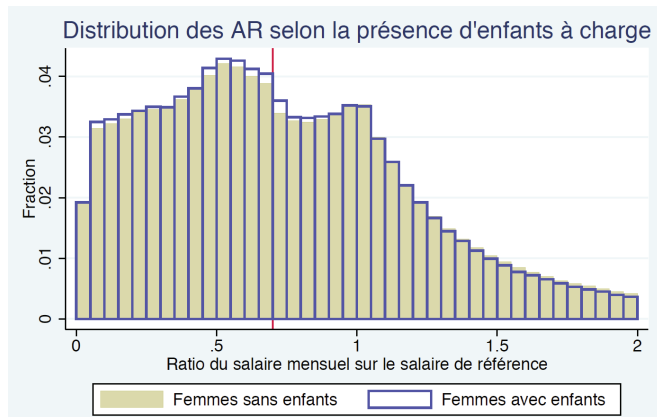
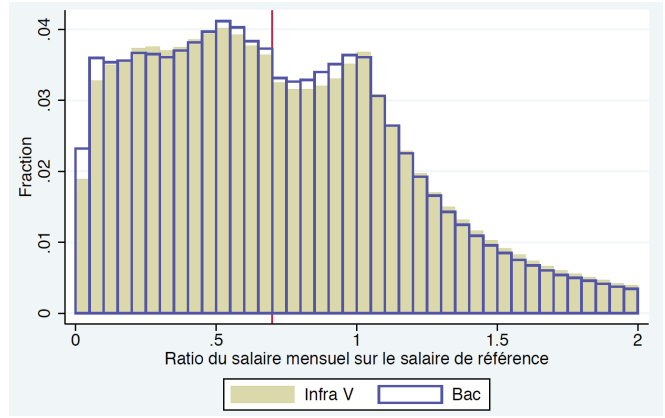


FIGURE 14

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON LE NIVEAU D'ÉTUDES



SOURCE: FNA
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.
La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

SOURCE: FNA
Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.
La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

Impact des rigidités du marché du travail

En examinant l'histogramme de la **figure 8**, on remarque que le pic de la distribution se situe, non au niveau du seuil comme le prédit la théorie, mais à un ratio équivalent à la moitié du salaire de référence. Un second pic dans la distribution correspond au niveau du salaire de référence. On retrouve ces deux points d'accumulation dans l'ensemble des histogrammes présentés ci-après : ils reflètent probablement la structure du marché du travail, où les individus anciennement rémunérés au SMIC reprennent majoritairement soit une activité réduite au SMIC à temps plein (ratio égal à 1), soit à mi-temps (ratio égal à 0.5).

Pour illustrer cela, nous présentons les histogrammes de distribution pour des individus qui travaillaient à temps plein avant leur période d'inscription à Pôle emploi, en distinguant trois groupes de salaires de référence (**figure 15**) : un salaire de référence inférieur au SMIC, un salaire de référence compris entre 1 et 1,6 SMIC, un salaire de référence supérieur à 1,6 SMIC¹⁶. Sur chaque histogramme, la ligne violette correspond au niveau du ratio lorsque l'activité réduite est à mi-temps et rémunérée au SMIC, en tenant compte du salaire de référence ; la ligne bleue correspond au niveau du ratio si l'allocataire exerce une activité réduite à plein temps, rémunérée au SMIC.

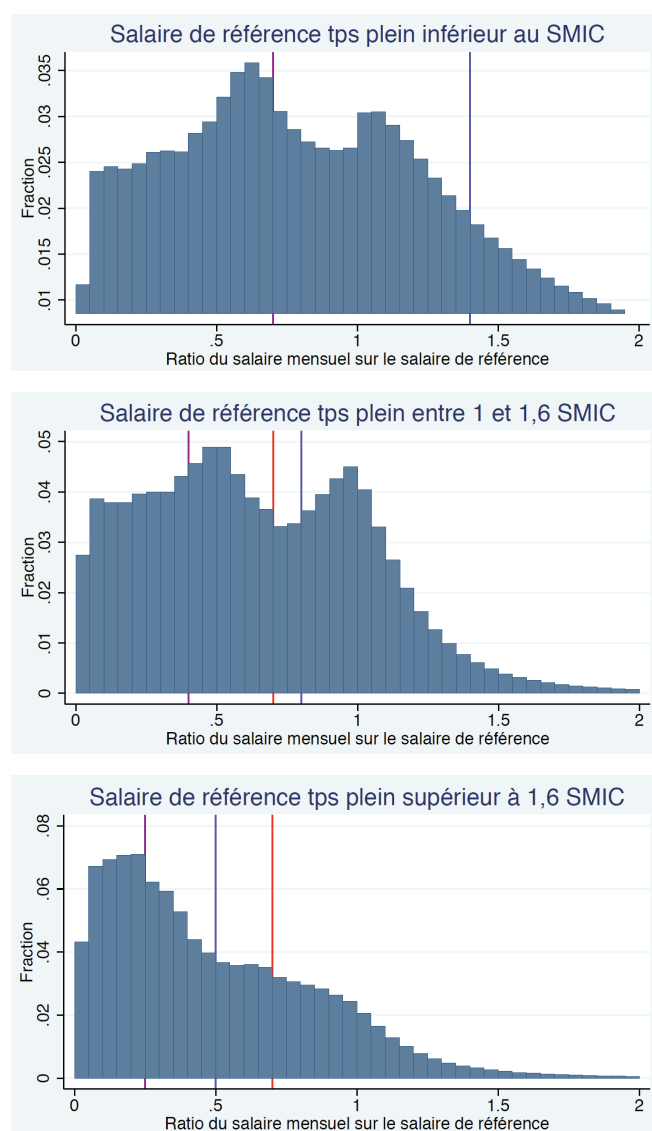
En regardant l'histogramme des allocataires dont le salaire de référence est inférieur au SMIC et celui des allocataires avec un salaire de référence supérieur à 1,6 SMIC, on remarque une accumulation avant la ligne correspondant à une activité réduite à mi-temps et rémunérée au SMIC dans les deux cas. Autrement dit, les deux populations semblent accepter les mêmes types de contrats (à mi-temps et rémunérés au SMIC), indépendamment de leur salaire de référence.

La structure du marché du travail contraindrait donc fortement la capacité d'optimisation des allocataires, les employeurs proposant des contrats de travail peu négociables (en termes de salaire et de temps de travail). Pour tester cette hypothèse, nous observons les comportements des allocataires en fonction du secteur d'activité dans lequel ils souhaitent trouver un emploi¹⁷. La **figure 16** confirme l'importance de la structure du marché du travail. Dans le secteur des services, le pic à 0,5 est renforcé (par rapport à la distribution générale « tous secteurs ») tandis que le pic au niveau du salaire de référence est atténué, ce qui est cohérent avec une proportion relativement forte de temps partiel dans

ce secteur. Au contraire, le secteur de l'industrie est caractérisé par une proportion relativement élevée de contrats à temps plein, et une moindre utilisation des temps partiels, ce que reflète la distribution des salaires des allocataires en activité réduite.

FIGURE 15

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE (TEMPS PLEIN)



SOURCE : FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.

La ligne verticale rouge correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

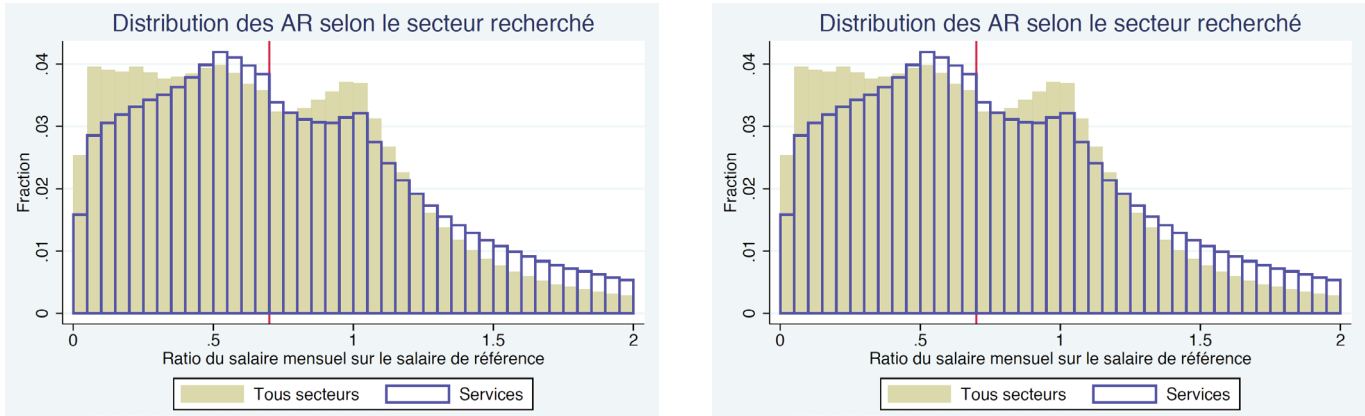
La ligne verticale violette correspond au ratio de l'allocataire exerçant une activité réduite au SMIC à mi-temps étant donné le salaire de référence temps plein médian de la population considérée.

La ligne verticale bleue correspond au ratio de l'allocataire exerçant une activité réduite au SMIC à temps plein étant donné le salaire de référence temps plein médian de la population considérée.

16. Parmi les individus qui travaillaient à temps plein, 21 % étaient rémunérés à un niveau inférieur au SMIC, 14 % à un niveau supérieur à 1,6 SMIC et 65 % avaient une rémunération comprise entre 1 et 1,6 SMIC.

17. Nous utilisons le code ROME renseigné par Pôle emploi, qui correspond à l'emploi recherché par l'allocataire, et non au secteur d'activité dans lequel il occupe un emploi. On fait donc l'hypothèse que le secteur de l'activité réduite correspond, dans la majorité des cas, au secteur dans lequel l'allocataire recherche un emploi, mais cette hypothèse peut être critiquée.

FIGURE 16

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON LE SECTEUR DU MÉTIER RECHERCHÉ

SOURCE: FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012). AR déclarée. La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

QUANTIFICATION DE LA RÉACTION AU SEUIL

ANALYSE DE LA ZONE DOMINÉE

Ainsi que l'illustre le schéma 7, et tel que nous l'explicitons dans la section 3, le barème de l'activité réduite créé une zone strictement dominée. Lorsque les allocataires choisissent un niveau d'activité réduite compris dans la zone $[z^*; z^D]$, ils reçoivent un revenu issu de leur activité réduite strictement inférieur au revenu total perçu au niveau du seuil z^* , lorsqu'ils cumulent revenu d'activité et allocation chômage¹⁸.

La présence de cette zone dominée, du fait d'un taux marginal de taxation supérieur à 100 % au niveau du seuil, présente potentiellement un fort intérêt théorique et empirique. En effet, comme le montrent Kleven et Waseem (2013), et comme suggéré dans la section 3, l'étude d'une telle situation permet d'estimer les frictions existantes sur le marché du travail, en distinguant entre élasticité observée et élasticité structurelle. S'il existe des frictions sur le marché du travail, par exemple si les individus ne peuvent pas obtenir des contrats correspondant précisément à leur optimum (ici, 70 % de leur salaire de référence), alors l'élasticité estimée à partir du bunching observé sous-estime l'élasticité structurelle de l'offre de travail des allocataires. Le cas limite auquel nous sommes peut être confrontés ici, étant donné la faiblesse du bunching observé dans nos données est atteint lorsque que la rigidité sur le marché du travail est si forte que l'élasticité observée est nulle, alors que l'élasticité structurelle ne l'est pas. L'absence d'information sur les règles de cumul emporte les mêmes conséquences

que les rigidités sur le marché du travail. En absence d'information, l'élasticité observée peut être nulle alors même que l'élasticité structurelle ne l'est pas. Aucun modèle de bunching n'incorpore, à notre connaissance, l'hypothèse d'information imparfaite sur les règles de taxation. Nous revenons sur ce point dans la partie 7. L'étude de la zone dominée permet d'enrichir l'analyse d'élasticité classique proposée par Saez (2010) et de surmonter une critique récurrente visant la forme particulière de la fonction d'utilité sur laquelle repose la stratégie d'identification du paramètre d'élasticité ϵ . La zone dominée existe en effet quelle que soit la fonction d'utilité spécifiée, et l'étude de la masse manquante dans cette zone est indépendante de toute hypothèse paramétrique. Il suffit de supposer que l'utilité du demandeur d'emploi croît avec son niveau de revenu et qu'il existe une désutilité du travail pour affirmer qu'une telle situation est sous-optimale : le demandeur d'emploi pourrait accroître à la fois son utilité et son loisir en choisissant un salaire d'activité réduite plus faible. Ces hypothèses (utilité du revenu, désutilité du travail) sont largement acceptées en économie du travail. La fuite de la zone dominée peut donc être vue comme une réponse a minima des allocataires face à la discontinuité du barème. De nouveau, notre étude de la zone dominée est contrainte par l'absence de bunching : nous ne sommes pas capables d'estimer de façon robuste une élasticité observée à partir de la méthode d'identification suggérée dans la section 3.2.2.

Par conséquent, nous ne pouvons pas davantage dériver un paramètre d'élasticité structurelle. Nous proposons néanmoins une analyse descriptive des individus se

18. Rappel : Au seuil de 70 % du salaire de référence ($z^* = 0,7w^{ref}$), la contrainte de revenu du demandeur d'emploi présente une discontinuité (figure 5). Préférant un salaire $z^D = z^* + \epsilon$ plutôt qu'un salaire z^* , le demandeur d'emploi perd l'intégralité de son allocation chômage b^{ui} . Son revenu est alors égal à son salaire z^D (le taux de taxation marginal $T'(z_t)$ devient nul).

Notons R^* le revenu associé au salaire z^* et R^D le revenu associé au salaire z^D . La variation de revenu associée au passage de R^* à R^D se calcule comme suit :

$$[z^* + \epsilon] - [b_t^{ui} + (1 - T'(z_t))z^*] = \epsilon + T'(z_t) \cdot z^* - b_t^{ui}$$

Cette variation est négative tant que z^D appartient à la zone dominée, c'est-à-dire à l'intervalle $[z^*, b_t^{ui} + (1 - T'(z_t))z^*]$. Notons Δz^D la longueur de cet intervalle. La région $[z^*, z^* + \Delta z^D]$ est strictement dominée d'un point de vue statique.

La taille de cette région dominée se trouve cependant modifiée par la prise en considération d'éléments dynamiques :

- Si l'activité réduite est un marche-pied vers l'emploi durable, alors les revenus futurs actualisés au point $[z^* + \Delta z^D]$ sont supérieurs aux revenus futurs actualisés au point z^* .

La taille de la région dominée est donc réduite lorsqu'on tient compte de considérations dynamiques.

- À l'inverse, si pratiquer une activité réduite diminue le taux d'emploi dans le futur, la taille de la région dominée est élargie.

Nous considérerons par la suite que l'e et «marche-pied» est de second ordre. Dans ce cas, la zone dominée définie en statique correspond à la zone dominée en dynamique

Les considérations dynamiques sont analysées plus en détail dans le modèle dynamique présenté en annexe.

trouvant en zone dominée, c'est-à-dire faisant face à des frictions particulièrement fortes sur le marché du travail ou à une asymétrie d'information importante.

Au total, 11,8 % de nos observations correspondent à des mois d'activité réduite en zone dominée pour l'individu considéré.

La probabilité observée de se retrouver en zone dominée est plus élevée pour les femmes (cela concerne 12,3 % des mois d'activité réduite réalisés par des femmes, contre 11,0 % pour les hommes, cette différence étant statistiquement significative¹⁹). On ne remarque en revanche aucune différence statistiquement significative selon les niveaux d'étude. Concernant les secteurs d'activité²⁰, la proportion d'individus en zone dominée est maximale pour le secteur des transports, de l'industrie et de la santé (13 %) mais les différences entre secteurs ne sont pas statistiquement significatives. Nous observons ensuite l'évolution de la proportion d'individus en zone dominée en fonction du nombre de mois de recours à l'activité réduite. Notre hypothèse est que la proportion d'individus dans cette zone diminue à mesure que leur familiarité avec ce dispositif augmente (capturée ici par le nombre de recours à l'activité réduite). Les individus apprendraient progressivement à optimiser leur niveau d'activité réduite.

Notre hypothèse n'est pas vérifiée dans les données. Si l'on considère uniquement les individus ayant eu recours au dispositif 9 fois (ce qui correspond à la moyenne du nombre de recours par individu, en prenant en compte l'ensemble de ses demandes indemnisables successives²¹), la proportion d'individus en zone dominée est de 9,9 % lors des deux premiers mois d'activité réduite, de 12,4 % entre le 3^e et le 5^e recours à l'activité réduite, puis diminue de nouveau pour atteindre 11,8 % des observations entre le 6^e et le 9^e mois d'activité réduite (tableau 3).

Nous regardons ensuite le nombre maximal de mois d'activité réduite en zone dominée, par individu (tableau 4). La proportion d'individus qui se retrouve plus d'une fois en zone dominée est très faible, et moins de 15 % des individus en AR se retrouvent plus de deux fois en zone dominée. En outre, pour 3/4 des individus

qui se retrouvent trois fois en zone dominée (parmi les individus ayant recours à l'AR 9 fois), ces trois périodes ne sont pas consécutives (tableau 5).

Ce pattern reflète le fait que les individus changent régulièrement de niveau de salaire au cours de leurs périodes d'activité réduite. En définissant des intervalles de largeur 0.1 pour la variable du ratio de salaire, nous regardons la proportion d'individus qui changent d'intervalle entre deux périodes d'activité réduite consécutives²² (pour les individus exerçant une activité réduite entre 6 et 9 fois) (Tableau 6). 2/3 de ces individus se retrouvent au maximum deux fois de suite dans le même intervalle. Si l'on suppose une stabilité du salaire de référence entre deux AR consécutives, cela signifie que le salaire en activité réduite varie fréquemment entre périodes d'activités réduites, pour un même individu. Il est difficile de déterminer si cette variation est due à un choix de l'individu (ce qui offre la possibilité d'un apprentissage, en adaptant le niveau d'activité réduite à l'information acquise sur les règles de cumul), ou si celle-ci reflète simplement l'instabilité des contrats obtenus en activité réduite²³.

TABLE 3

ANALYSE DE LA ZONE DOMINÉE EN FONCTION DU NOMBRE DE RECOURS À L'AR

INDIVIDUS UTILISANT AU MOINS 9 FOIS L'AR	
Rang de l'AR	Proportion d'individus en zone dominée
1-2	9,9 %
3-5	12,4 %
6-9	11,8 %

SOURCE : D3 (Dares-pôle emploi). Échantillon au 1/10

19. Pour cette section concernant la zone dominée, nous utilisons les données issues du D. Puisqu'il s'agit d'un échantillon et non de données exhaustives, il importe de réaliser des tests de différence de moyenne.

20. Le secteur d'activité correspond ici au métier recherché, et non directement au secteur d'activité dans lequel l'allocataire exerce son activité réduite.

21. Cette moyenne diffère nécessairement de la moyenne donnée dans le tableau 1, où l'on donne la moyenne du nombre de recours pour la première demande d'indemnisation uniquement.

22. Les périodes d'activité réduite successives peuvent être effectuées à plusieurs mois d'intervalle.

23. On notera toutefois qu'une part de cette instabilité apparente peut provenir du fait que l'individu commence parfois son activité réduite le 15 du mois, puis travaille un mois entier le mois suivant, au même salaire horaire et auprès du même employeur : son salaire mensuel change significativement entre deux périodes d'activité alors que son salaire horaire n'est pas modifié, ce qui introduit du «bruit» dans nos données mensuelles.

TABLE 4

NOMBRE D'AR EN ZONE DOMINÉE

INDIVIDUS UTILISANT AU MOINS 9 FOIS L'AR	
Nombre d'AR en zone dominée par individu	Proportion d'individus
0	60,54 %
1	18,33 %
2	7,81 %
3	4,29 %
4	2,60 %
Plus de 4	6,44 %
NOMBRE D'INDIVIDUS	609 099

SOURCE : D3 (Dares-pôle emploi). Échantillon au 1/10

TABLE 5

ZONES DOMINÉES CONSÉCUTIVES

INDIVIDUS UTILISANT 9 FOIS L'AR DONT 3 FOIS EN ZONE DOMINÉE	
Nombre d'AR en zone dominée par individu	Proportion d'individus
1	27,7 %
2	50,9 %
3	21,4 %
NOMBRE D'INDIVIDUS	11 133

SOURCE : D3 (Dares-pôle emploi). Échantillon au 1/10

TABLE 6

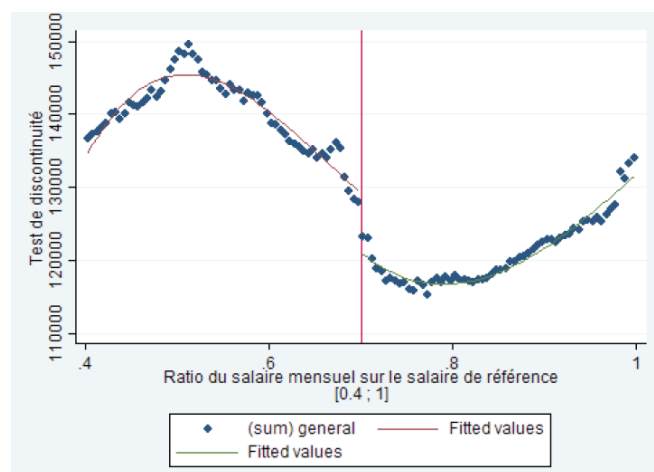
ÉVOLUTION DU SALAIRE ENTRE AR CONSÉCUTIVES

INDIVIDUS UTILISANT AU MOINS 9 FOIS AR	
Nb d'AR consécutives correspondant à un même intervalle de ratio de salaire	Proportion d'individus
Aucune	28.0 %
2	37.9 %
3	14.1 %
4	4.4 %
5	3.7 %
6	2.3 %
7	1.6 %
8	1.0 %
NOMBRE D'INDIVIDUS	711 379

SOURCE : D3 (Dares-pôle emploi). Échantillon au 1/10

FIGURE 17

QUALITÉ DE L'APPROXIMATION DE LA DISTRIBUTION DES RATIOS DE SALAIRE PAR DES POLYNÔMES DE DEGRÉ 3



TEST DE DISCONTINUITÉ

Pour compléter cette analyse descriptive, nous tentons d'estimer l'impact du seuil de 70 % sur le niveau d'activité réduite choisi. Pour cela, nous nous inspirons du test de discontinuité proposé par McCrary (2008), en testant l'hypothèse nulle de continuité de la fonction de densité de notre variable d'intérêt, le revenu d'activité sur le salaire de référence. McCrary suggère une procédure d'estimation en deux étapes. La première étape du test consiste à construire un histogramme à partir de nos données, afin d'obtenir une distribution discrète de nos observations. En pratique, le choix de la largeur des intervalles de l'histogramme soulève des difficultés. Nous choisissons une largeur de 0.005, conformément à la procédure automatique proposée par McCrary (2008)²⁴. Ce choix est en partie arbitraire, guidé par des considérations pratiques. Cependant, selon McCrary (2008), l'estimateur est robuste aux différents choix pour la largeur des intervalles de l'histogramme (largeur notée b) à condition que $h/b > 10$, où h correspond à la largeur de la fenêtre d'estimation. Nous respectons cette condition.

Nous approximations ensuite la distribution ainsi obtenue par deux polynômes de part et d'autre du seuil de discontinuité. L'équation estimée est la suivante :

$$Y_j = \alpha + \sum_{k=1}^q \sum_{X_j < z^*} \gamma_k^- (X_j - z^*)^k + \sum_{k=1}^q \sum_{X_j > z^*} \gamma_k^+ (X_j - z^*)^k + \beta \mathbb{1}_{X_j > z^*}$$

où Y_j correspond au logarithme du nombre d'individus se trouvant dans l'intervalle centré en X_j , z^* représente le seuil de discontinuité, et q indique le degré du polynôme choisi.

La qualité de l'estimateur est sensible à la fenêtre choisie pour l'estimation, ainsi qu'au degré des polynômes utilisés pour le lissage. Nous testons donc la robustesse de nos résultats en faisant varier ces deux paramètres. Notre modèle de référence utilise un polynôme de degré 3 ($q = 3$), qui présente un bon fit (graphique 17) et une fenêtre d'estimation de 0.3 de part et d'autre du seuil de discontinuité. De nouveau, ce paramètre correspond à celui proposé dans la procédure automatique décrite par McCrary (2008)²⁵. Nous présentons en annexe un tableau avec des fenêtres d'estimation différentes, pour tester la robustesse de nos résultats, tandis que le [tableau 7](#) compare les estimateurs obtenus pour différents degrés de polynômes.

De façon générale, l'effet du seuil semble significatif, mais de très faible ampleur. La comparaison des différentes estimations (tableau 7) suggère que β varie entre -4 % et -8 % autour du point de discontinuité. L'interprétation explicite de ce coefficient n'est pas évidente. Il signifie que la discontinuité de la distribution des salaires observée au niveau du seuil correspond à une diminution de 4 % à 8 % de la densité observée à gauche du seuil.

TABLE 7

TEST DE DISCONTINUITÉ GÉNÉRAL - COMPARAISON SELON LES DEGRÉS POLYNOMIAUX

POLYNÔME	Degré 2	Degré 3	Degré 4	Degré 5
β	-0.0589*** (0.00629)	-0.0653*** (0.00767)	-0.0549*** (0.00848)	-0.0363*** (0.00892)
γ_1^+	-0.521*** (0.0685)	-0.881*** (0.157)	-2.151*** (0.277)	-1.903*** (0.425)
γ_1^-	-1.439*** (0.0685)	-0.825*** (0.157)	-0.247 (0.277)	-2.335*** (0.425)
γ_2^+	2.875*** (0.221)	5.881*** (1.212)	24.91*** (3.754)	19.14* (8.777)
γ_2^-	-4.015*** (0.221)	1.099 (1.212)	9.768* (3.754)	-38.86*** (8.777)
γ_3^+		-6.680* (2.657)	-105.4*** (18.80)	-54.05 (74.16)
γ_3^-		11.36*** (2.657)	56.30** (18.80)	-375.6*** (74.16)
γ_4^+			164.5*** (31.09)	-27.89 (272.5)
γ_4^-			74.90* (31.09)	-1544.5*** (272.5)
γ_5^+				256.5 (361.5)
γ_5^-				-2159.2*** (361.5)
α	11.75*** (0.00445)	11.77*** (0.00542)	11.78*** (0.00599)	11.76*** (0.00631)
Observations	120	120	120	120
Adjusted R ²	0.980	0.984	0.987	0.990

Standard errors in parentheses

SOURCE : FNA

Fenêtre : 0.4 - 1

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

24. McCrary suggère de prendre $\hat{b} = 2\hat{\sigma}^{-1/2}$, ce qui correspond à une valeur approximativement égale à 0.005 dans notre cas, pour 598 observations et une standard déviation égale à 0.54 dans notre échantillon.

25. Nous reprenons la fenêtre d'estimation suggérée lorsque l'on exécute sous Stata le programme codé par McCrary, disponible en ligne.

Les tableaux 8 et 9 permettent de préciser quelque peu nos observations, selon les caractéristiques socio-démographiques des individus. La différence entre les hommes et les femmes est confirmée, l'optimisation étant plus importante pour les femmes. L'ampleur de l'optimisation semble croître avec le niveau du diplôme, conformément à notre intuition selon laquelle le degré d'information comme l'élasticité de l'offre de travail sont plus élevés pour les plus diplômés (tableau 9). De même, l'ampleur de l'optimisation augmente légèrement avec le niveau du salaire de référence (tableau 10). Les différences entre les femmes selon le statut marital et la présence d'enfants ne sont en revanche pas significatives (tableau 11).

Ces résultats plaident en faveur d'une faible optimisation de la part des allocataires. Dans la section suivante, nous discutons les causes potentielles de la faiblesse de l'optimisation observée. Nous revenons notamment sur les limites de notre modèle théorique (considérations dynamiques, existence de frictions), et apportons quelques éléments empiriques qui témoignent d'un défaut d'information des allocataires à propos des règles de cumul.

TABLE 8

TEST DE DISCONTINUITÉ SELON LE SEXE

	Femmes	Hommes
β	-0.0741*** (0.00886)	-0.0478*** (0.007650)
γ_1^+	-1.329*** (0.181)	-0.00415 (0.133)
γ_1^-	-1.140*** (0.181)	-0.179 (0.133)
γ_2^+	6.372*** (1.402)	4.390*** (1.029)
γ_2^-	-1.743 (1.402)	7.130*** (1.029)
γ_3^+	-5.527 (3.072)	-7.493** (2.254)
γ_3^-	8.315** (3.072)	19.301*** (2.254)
α	11.37*** (0.00627)	10.67*** (0.00460)
Observations	120	120
Adjusted R ²	0.985	0.987

Standard errors in parentheses
SOURCE : FNA
Polynôme de degré 3 ; Fenêtre : 0.4 - 1
* p < 0:05, ** p < 0:01, *** p < 0:001

TABLE 9

TEST DE DISCONTINUITÉ SELON LE NIVEAU D'ÉTUDES

	Infra V	Baccalauréat	Bac+2	Licence et+
β	-0.0649*** (0.00854)	-0.0679*** (0.0100)	-0.0682*** (0.0107)	-0.102*** (0.0168)
γ_1^+	-0.902*** (0.174)	-0.982*** (0.204)	-0.937*** (0.218)	-0.683* (0.344)
γ_1^-	-1.029*** (0.174)	-1.008*** (0.204)	-0.708** (0.218)	-0.160 (0.344)
γ_2^+	3.365* (1.351)	7.512*** (1.582)	10.40*** (1.691)	4.847 (2.664)
γ_2^-	-1.009 (1.351)	-0.0150 (1.582)	4.113* (1.691)	9.573*** (2.664)
γ_3^+	2.528 (2.959)	-10.64** (3.466)	-19.83*** (3.706)	-4.487 (5.837)
γ_3^-	5.780 (2.959)	10.66** (3.466)	20.14*** (3.706)	30.87*** (5.837)
α	10.08*** (0.00604)	10.54*** (0.00707)	9.949*** (0.00756)	9.549*** (0.0119)
Observations	120	120	120	120
Adjusted R ²	0.984	0.972	0.967	0.957

Standard errors in parentheses
SOURCE : FNA
Polynôme de degré 3 ; Fenêtre : 0.4 - 1
* p < 0:05, ** p < 0:01, *** p < 0:001

TABLE 10

TEST DE DISCONTINUITÉ SELON LE SALAIRE DE RÉFÉRENCE, TEMPS PLEIN

	Inférieur au SMIC	Entre 1 et 1,6 SMIC	Plus de 1,6 SMIC
β	-0.0204*** (0.0247)	-0.0555*** (0.0144)	-0.0605*** (0.0120)
γ_1^+	-1.809*** (0.504)	-0.959** (0.295)	-0.982*** (0.246)
γ_1^-	2.817*** (0.504)	-0.410 (0.295)	-0.654** (0.246)
γ_2^+	4.579 (3.902)	16.67*** (2.284)	2.775 (1.903)
γ_2^-	-23.43*** (3.902)	17.10*** (2.284)	-5.914** (1.903)
γ_3^+	1.464 (8.550)	-33.61*** (5.005)	-11.32** (4.169)
γ_3^-	-40.31*** (8.550)	54.83*** (5.005)	-24.05*** (4.169)
α	9.925*** (0.0174)	10.80*** (0.0102)	9.380*** (0.00851)
Observations	120	120	120
Adjusted R ²	0.912	0.978	0.990

Standard errors in parentheses

SOURCE : FNA

Polynôme de degré 3

* p < 0:05, ** p < 0:01, *** p < 0:001

TABLE 11

TEST DE DISCONTINUITÉ SELON LE NIVEAU MARITAL ET LE NOMBRE D'ENFANTS

	Femmes mariées	Femmes seules	Femmes sans enfants	Femmes avec enfants
β	-0.0799*** (0.00983)	-0.0670*** (0.00904)	-0.0749*** (0.00898)	-0.0591*** (0.0144)
γ_1^+	-1.696*** (0.201)	-0.896*** (0.185)	-1.290*** (0.183)	-2.069*** (0.294)
γ_1^-	-1.287*** (0.201)	-0.957*** (0.185)	-1.171*** (0.183)	-0.547 (0.294)
γ_2^+	7.670*** (1.555)	4.791** (1.430)	6.195*** (1.420)	9.619*** (2.280)
γ_2^-	-2.221 (1.555)	-1.139 (1.430)	-1.958 (1.420)	2.327 (2.280)
γ_3^+	-7.241* (3.408)	-3.393 (3.134)	-5.260 (3.112)	-10.40* (4.997)
γ_3^-	8.552* (3.408)	8.057* (3.134)	7.839* (3.112)	17.41*** (4.997)
α	10.77*** (0.00695)	10.57*** (0.00639)	11.31*** (0.00635)	8.393*** (0.0102)
Observations	120	120	120	120
Adjusted R ²	0.987	0.974	0.984	0.963

Standard errors in parentheses

SOURCE : FNA

Polynôme de degré 3 ; Fenêtre : 0.4 - 1

* p < 0:05, ** p < 0:01, *** p < 0:001

DISCUSSION

Notre analyse empirique montre une masse manquante dans la zone dominée, sans que l'on ne retrouve une masse équivalente en excès juste avant le seuil de 70 %. Cela ne correspond donc pas aux résultats classiques de l'économie de la taxation, et rend impossible l'estimation du paramètre d'élasticité avec la méthode développée par Saez (2010). Mais ces résultats sont également surprenants au regard de l'importance de l'optimisation observée pour des politiques sociales similaires dans certains États américains (Le Barbanchon, 2015). Comment comprendre la faiblesse de l'optimisation dans le cas français ? Nous proposons quatre explications, qui ouvrent des pistes de recherche pour de futurs travaux.

La première explication tient à l'existence de considérations dynamiques de la part des allocataires, alors que notre modèle - et plus généralement les approches en termes de trappe à chômage - repose sur une conception statique des comportements. Il est possible que les allocataires prennent en considération le fait que le recours à l'activité réduite prolonge leur fin de droit, à travers le report des jours non indemnisés. Dans ce cas, les individus ont intérêt à se placer au-dessus du seuil, ce qui entraîne le report d'un nombre maximal de jours non indemnisés, et repousse d'autant leur fin de droit. Afin d'examiner la pertinence empirique de cette hypothèse, nous comparons les comportements d'optimisation en fonction de la proximité de la date de fin de droit. Notre hypothèse est que l'optimisation devrait être moins forte pour les individus qui ont une

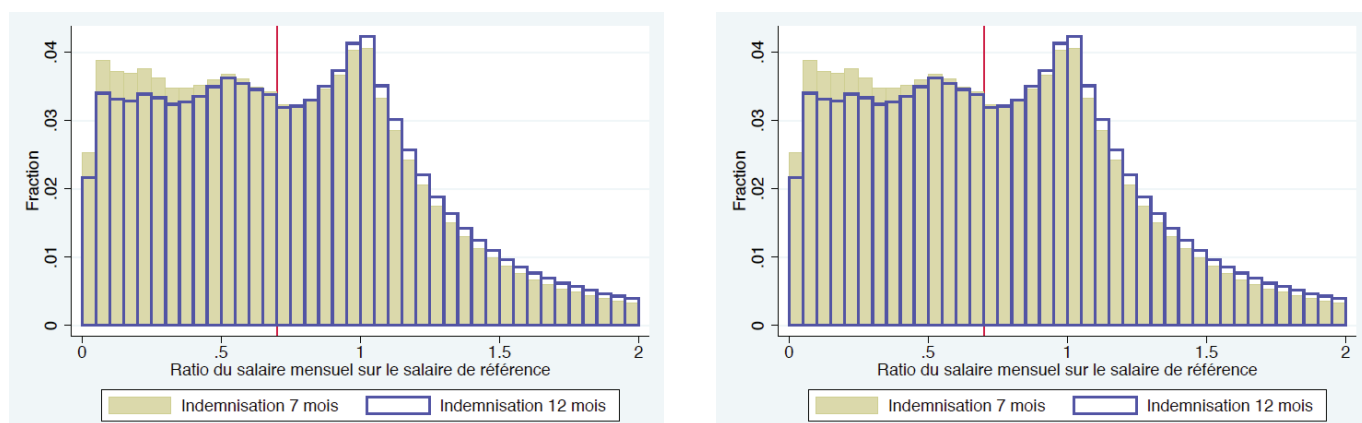
durée potentielle d'indemnisation moins longue, leur motivation principale étant l'allongement de leur période d'indemnisation.

C'est en effet ce que l'on observe sur la [figure 18](#), en classant les individus en trois groupes (en suivant les différentes durées d'indemnisation définies par la convention d'assurance chômage de 2006, à savoir 7 mois, 12 mois et 27 mois). Les individus dont les durées d'indemnisation sont les plus longues (27 mois) présentent une optimisation plus forte au niveau du seuil.

Cet effet « fin de droit » est cependant contrebalancé par un effet apprentissage : à mesure que la fin de droit approche, les individus ont aussi acquis davantage d'information sur les règles d'indemnisation de l'assurance chômage. Sur la [figure 19](#), on observe que l'optimisation s'accroît à mesure qu'approche la fin

FIGURE 18

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON LA DURÉE POTENTIELLE D'INDEMNISATION



SOURCE: FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.

La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

de droit, ce qui semble indiquer que l'effet apprentissage domine.

Notre deuxième hypothèse tient à la rigidité de la demande de travail. Notre modèle suppose que l'allocataire est en mesure de choisir son niveau d'activité réduite (niveau de salaire et nombre d'heures travaillées). Il est peu probable que ce soit le cas en réalité : les pics observés dans la distribution, au niveau du mi-temps et du temps plein, suggèrent que les individus en activité réduite se voient offrir des contrats « standards » qui ne correspondent que de manière accidentelle au ratio de 70 % de leur salaire de référence.

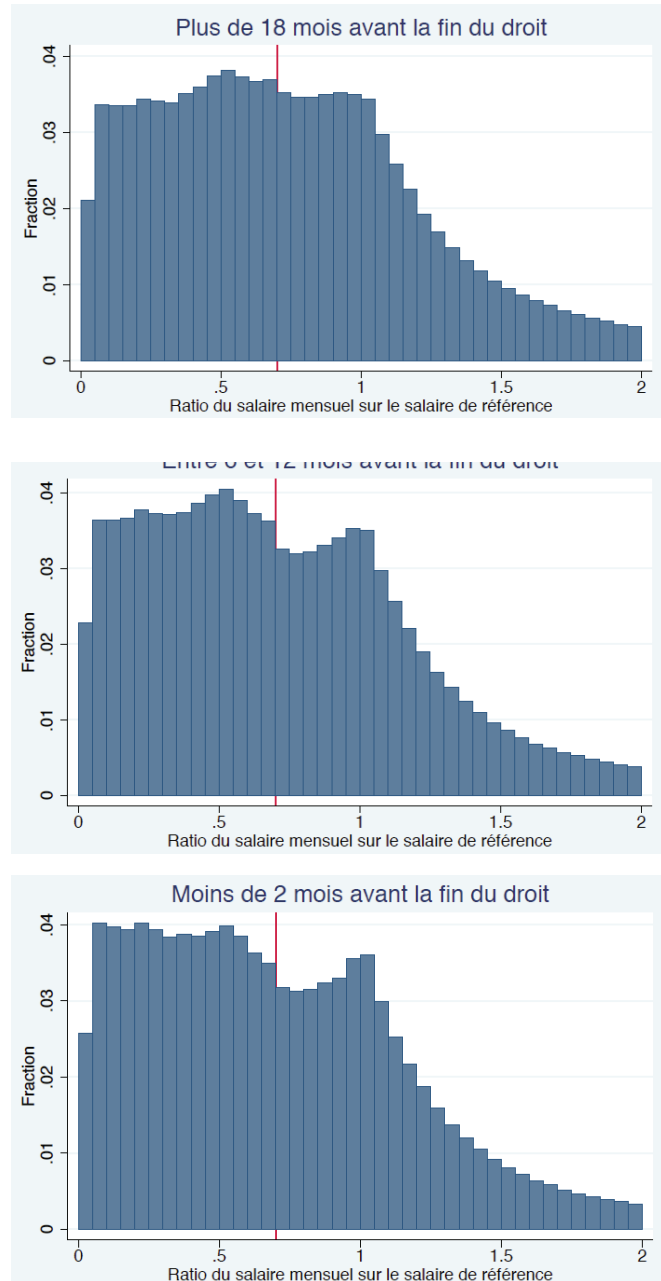
Ce constat nous paraît intéressant en soi, puisqu'il invite à prendre en compte la demande de travail autant que l'offre dans l'estimation des « effets de trappe » que peuvent engendrer les incitations financières prévues par les politiques d'activation. La marge d'optimisation relativement faible que l'on observe du côté de l'offre de travail conduit également à relativiser l'importance des effets de seuil dans les barèmes des prestations sociales.

L'hypothèse d'apprentissage, évoquée plus haut, nous conduit vers une troisième explication : l'absence d'information relative aux règles de cumul pourrait expliquer pour une large part l'absence d'optimisation des niveaux d'activité réduite. Une enquête conduite par l'Unédic auprès des allocataires en activité réduite au second semestre 2011 confirme que la méconnaissance des règles de cumul, et notamment du seuil de 70 %, est largement répandue parmi les allocataires. D'après cette enquête, 41,2 % des personnes interrogées ne connaissent pas les règles de cumul, 33,6 % connaissent la possibilité de cumul mais pas les conditions, et seules 7,6 % des personnes connaissent les deux règles (*i.e.* le niveau du seuil pour le salaire et pour le nombre d'heures travaillées). Les femmes apparaissent davantage informées que les hommes : 61,8 % d'entre elles connaissent la possibilité de cumul, contre 55,0 % des hommes. Ceci est cohérent avec nos observations, qui indiquent une plus forte optimisation pour les femmes.

Cette piste de recherche pourrait être approfondie, en observant le comportement des personnes interrogées qui se trouvent encore en activité réduite après avoir pris connaissance des règles par le biais de l'enquête. Cela permettrait d'évaluer empiriquement si les comportements en activité réduite sont affectés par la connaissance des règles de cumul ou, par opposition, s'ils sont principalement déterminés par les rigidités

FIGURE 19

DISTRIBUTION DE LA DENSITÉ DES SALAIRES MENSUELS SELON LA PROXIMITÉ DE LA FIN DE DROIT



SOURCE : FNA

Demandeurs d'emploi en activité réduite (2006-2012) - AR justifiée.

La ligne verticale correspond au seuil au-delà duquel le cumul n'est plus possible.

des contrats proposés. Si la méconnaissance des règles est le facteur principal de non optimisation, cela souligne la nécessité d'accroître la transparence, la publicité et la lisibilité des barèmes des politiques sociales en général. Si c'est la rigidité du marché du travail qui domine, l'existence de seuils est neutre du point de vue économique (aucun impact sur la demande de travail) : à barème d'indemnisation inchangé, la suppression du seuil emporte pour seule conséquence d'augmenter le coût du dispositif pour Pôle emploi, avec un effet d'aubaine pour les individus se trouvant juste au-dessus du seuil de 70 %.

Enfin, les considérations financières ne président pas seules à la décision de pratiquer une activité réduite. Le pic observé au niveau du ratio unitaire, ainsi que le nombre non négligeable d'individus en zone dominée, traduisent l'existence de motivations extra-financières à la reprise d'une activité. Alors que notre modèle repose sur une désutilité du travail, certains travaux sociologiques, conduits auprès de demandeurs d'emploi au RMI par exemple, font état d'une valorisation per se du travail (Guillemot et al., 2002). Ils montrent notamment que, parmi les allocataires au RMI qui déclarent perdre financièrement en reprenant un emploi, 80 % déclarent néanmoins se sentir mieux après la reprise d'un emploi. Les auteurs suggèrent d'intégrer dans la modélisation économique un coût positif à travailler, ou une désutilité négative du travail.

L'existence de motivations non financières est également confirmée par l'enquête Unédic citée précédemment (Blouard et al., 2012). 63 % des personnes ayant connaissance de la possibilité de cumul déclarent qu'elles auraient occupé l'emploi de toute façon, même en l'absence de possibilité de cumul. Ce comportement est invariant selon l'âge ou le sexe, mais varie selon le salaire journalier de référence, les personnes les mieux rémunérées et indemnisées étant moins enclines à reprendre une activité réduite en l'absence de cumul.

Ce résultat fait écho à l'optimisation plus importante que nous trouvons dans nos données pour les individus avec un salaire de référence supérieur à 1,6 SMIC (relativement aux individus avec des salaires de référence plus faibles), ces derniers étant probablement moins enclins à accepter des activités réduites au-dessus du seuil de 70 %.

D'autres travaux sociologiques, plus récents et consacrés au non-recours au RSA, insistent sur le stigma associé aux prestations sociales, qui explique en partie le non-recours à ces prestations (voir Warin (2010)). Sous cette hypothèse, les allocataires accorderaient une importance au fait de trouver une activité réduite au-delà du seuil de cumul, en conservant uniquement le salaire tiré de leur propre activité et en cessant éventuellement de s'inscrire à Pôle emploi dès lors qu'ils se trouvent dans cette situation. Cela renvoie au problème d'attrition de nos données au-delà du seuil de 70 % que nous avons discuté précédemment.

CONCLUSION

L'impact du seuil fixé à 70 % du salaire de référence, au-delà duquel le cumul entre revenu d'activité et allocation chômage n'est plus possible, est significatif mais d'ampleur limitée.

La réaction au seuil est légèrement plus forte pour les femmes que pour les hommes, pour les individus les plus diplômés, et pour les allocataires avec les salaires de référence les plus élevés. Néanmoins, ces différences sont faibles, et l'accumulation d'individus avant le seuil est très inférieure à ce qu'elle devrait être pour correspondre à la masse manquante que l'on remarque après le seuil, comme le prédit la théorie. La faiblesse de l'accumulation observée rend impossible l'estimation du paramètre d'élasticité, telle qu'elle est généralement proposée dans les travaux empiriques en économie

de la taxation. L'absence - ou la rareté - des comportements d'optimisation parmi les allocataires est un résultat intéressant : il invite à relativiser l'importance des effets pervers des seuils dans les barèmes de prestations sociales. Il convient cependant de mener des recherches plus approfondies pour éclairer les causes de cette absence d'optimisation. Parmi celles-ci, l'absence d'information sur les règles du cumul entre revenu d'activité et allocation chômage retient particulièrement notre attention. Il s'agirait de tester, grâce à des données d'enquête par exemple, si l'obtention d'information sur les règles de cumul est associée à une modification des niveaux d'activité réduite, vers une situation optimale pour l'allocataire.

RÉFÉRENCES

- Blouard, J., Costanzo, B., Goarant, C., Laffiteau, C., Muhl, M. and Picci, J. (2012)**, 'Enquête auprès des allocataires de l'assurance chômage en activité réduite', *Eclairages Etudes et Analyses* (4).
- Chetty, R., Friedman, J. and Saez, E. (2013)**, 'Using differences in knowledge across neighborhoods to uncover the impacts of the eitc on earnings', *American Economic Review* **103**(7), 2683–2721.
- Fontaine, M. and Rochut, J. (2014)**, 'L'activité réduite des demandeurs d'emploi', *Revue économique* **65**(4), 621–643.
- Fremigacci and Terracol (2015)**, 'L'Activité réduite en France', *Travail et Emploi* **139**(3), 25–37.
- Godoy, A., Roed, K. et al. (2014)**, Unemployment insurance and underemployment, Technical report, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Guillemot, D., Petour, P. and Zajdela, H. (2002)**, *Trappe à chômage ou trappe à pauvreté*, Vol. 53, Presses de Sciences Po (PFNSP).
- Gurgand, M. (2002)**, 'Activité réduite : Le dispositif d'incitation de l'unedic est-il incitatif ?', *Travail et emploi* (89), 81–93.
- Kleven, H. and Waseem, M. (2013)**, 'Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities : Theory and evidence from pakistan', *The Quarterly Journal of Economics* **128**(2), 669–723.
- Kyyra, T. (2010)**, 'Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work', *European Economic Review* **54**(7), 911–930.
- Laroque, G. and Salanié, B. (2000)**, 'Une décomposition du non-emploi en France', *Economie et statistique* **331**(1), 47–66.
- Le Barbanchon, T. (2015)**, Optimal partial unemployment insurance : Evidence from bunching in the us.
- McCall, B. P. (1996)**, 'Unemployment insurance rules, joblessness, and part-time work', *Econometrica : Journal of the Econometric Society* pp. 647–682.
- McCrary, J. (2008)**, 'Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design : A density test', *Journal of Econometrics* **142**(2), 698– 714.
- Piketty, T. (1998)**, 'L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français', *Economie et prévision* (132-133), 1–35.
- Saez, E. (2010)**, 'Do taxpayers bunch at kink points ?', *American Economic Journal : Economic Policy* pp. 180–212.
- Warin, P. (2010)**, 'Ciblage de la protection sociale et production d'une société de frontières', *SociologieS*.

ANNEXES

ANNEXE 1

MODÈLE DYNAMIQUE

Il est possible de modéliser le choix d'optimisation de l'individu en activité réduite dans un cadre dynamique. La dimension intertemporelle vient du fait que la pratique d'une activité réduite permet de différer la fin de la période d'indemnisation. Cette considération dynamique pourrait permettre de comprendre une absence d'optimisation apparente dans un cadre statique : l'individu en activité réduite accepte un contrat au-dessus du seuil de 70% afin de repousser la fin de la période de droit.

Ces considérations dynamiques ont été soulignées par certains articles empiriques étudiant la marge extensive du dispositif. Granier et Joutard (1999) trouvent ainsi que la probabilité de recourir à l'activité réduite est maximale au bout d'un an, ce qu'ils expliquent entre autres par le fait que les allocataires craignent alors une clôture de leurs droits.

Considérons qu'un individu entre en activité réduite à la date t , pour un salaire mensuel z_t (pas de distinction entre salaire horaire et nombre d'heures d'AR). En supposant qu'il n'existe pas de frictions sur le marché du travail, z_t résulte d'un choix maximisant l'utilité intertemporelle de l'individu, sous contrainte budgétaire.

La contrainte budgétaire peut être modélisée comme suit : l'individu, qui ouvre un droit à indemnisation pour une période de N_{days} jours indemnisables, dispose au départ d'un capital B_0 tel que $B_0 = N_{days} * b_{day}^{ui}$. Le modèle d'optimisation dynamique consiste à maximiser l'utilité intertemporelle de l'individu, en tenant compte de la dépréciation de ce capital de départ.

Le programme de maximisation intertemporelle à résoudre est le suivant :

$$U_t(B_t) = \max_{c_t, z_t} u(c_t, z_t) + \beta[p(z_t)U(B_{t+1}) + (1 - p(z_t))\bar{V}^e] \quad (13)$$

où $U_t(B_t)$ est l'utilité intertemporelle de l'allocataire disposant d'un stock de droit B_t , β est le facteur d'escompte, $p_t(w^{ref}, z_t)$ représente la probabilité de rester allocataire (et donc en activité réduite) en période $t + 1$ qui dépend du niveau d'activité réduite passé z_t , et \bar{V}^e est la valeur intertemporelle d'un emploi permanent.

Les contraintes de maximisation étant :

$$\begin{cases} c_t = b_{month} + z_t - T(z_t) \\ B_{t+1} = B_t - (B_t - T(z_t))\mathbb{1}[b_t > B_t > 0] - (b_{month} - T(z_t))\mathbb{1}[B_t > b_t > 0] \\ B_{t+1} \geq 0 \end{cases}$$

A l'optimum, les contraintes sont saturées (pas d'emprunt ni d'épargne). On peut donc remplacer c_t par son expression en fonction de z_t , de même pour B_{t+1} :

- Lorsque $B_t \geq b_t > 0$:

$$U_t(B_t) = \max_{z_t} u(z_t + b_{month} - T(z_t), z_t) + \beta[p(z_t)U_{t+1}(B_t - b_{month} + T(z_t)) + (1 - p(z_t))\bar{V}^e]$$

- Lorsque $b_t > B_t \geq 0$:

$$U_t(B_t) = \max_{z_t} u(z_t + B_t - T(z_t), z_t) + \beta[p(z_t)U_{t+1}(T(z_t)) + (1 - p(z_t))\bar{V}^e]$$

Les conditions du première ordre s'écrivent :

$$(1-T'(z_t))u_c(c_t, z_t) + \beta p'(z_t)[U_{t+1}(B_{t+1}) - \bar{V}^e] + \beta p(z_t)U'_{t+1}(B_{t+1})T'(z_t) = -u_z(c_t, z_t) \quad (14)$$

Les termes de l'équation 14 s'interprètent comme suit :

- $(1 - T'(z_t))u_c(c_t, z_t)$ correspond à l'utilité marginale de la consommation en période t du fait d'un euro supplémentaire de salaire, taxé au taux marginal $T'(z_t)$;
- $\beta p(z_t)U'_{t+1}(B_{t+1})T'(z_t)$ représente la valeur marginale du futur stock de capital B_{t+1} .
- $\beta p'(z_t)[U(B_{t+1}) - \bar{V}^e]$ correspond au gain marginal induit par l'effet marché-pied de l'AR (si $p'(z_t) < 0$ et en supposant que $U(B_{t+1}) \leq \bar{V}^e$). Au contraire, si $p'(z_t) > 0$ (par exemple, en supposant que le fait de pratiquer une AR réduit la probabilité de trouver un emploi), ce terme représente une perte marginale, un effet d'éviction induit par l'AR.

En utilisant le théorème de l'enveloppe, on peut écrire :

$$U'_t(B_t) = \begin{cases} \beta p(z_t)U'_{t+1}(B_{t+1}) & \text{si } B_t \geq b_t^{ar} > 0 \\ u_c(c_t, z_t) & \text{si } b_t^{ar} > B_t \geq 0 \end{cases}$$

Ce qui permet de réécrire le troisième terme de l'équation 14 :

$$T'(z_t)U'_{t+1}(B_{t+1}) = T'(z_t)\beta p(z_{t+1})U'_{t+2}(B_{t+2}) = T'(z_t)\beta^{M-t} \left(\prod_{j=t}^{M-1} p(z_j) \right) u_c(c_M, z_M) \quad (15)$$

avec M = nombre maximum de mois indemnisables, c'est à dire le dernier mois pour lequel B_t est non nul.

L'équation 14 s'écrit donc, avec une forme d'utilité quasi-linéaire :

$$1 - T'(z_t)\tau_t + \beta p'(z_t)[U_{t+1}(B_{t+1}) - \bar{V}^e] = \left(\frac{z_t}{n_i}\right)^{\frac{1}{\epsilon}} \quad (16)$$

avec $\tau_t = 1 - \beta^{M-t}(\prod_{j=t}^{M-1} p(z_j))$ qui représente le taux marginal de taxation dynamique. On remarquera que M est endogène.

ANNEXE 2

TEST DE ROBUSTESSE

TABLE 12 – Test de discontinuité général - Polynôme de degré 3, comparaison selon la fenêtre

	[fenêtre : 0.6 - 0.8]	[fenêtre : 0.5 - 0.9]	[fenêtre : 0.4 - 1]
β	-0.0136 (0.00879)	-0.0525*** (0.00736)	-0.0653*** (0.00767)
γ_1^+	-3.007*** (0.540)	-1.491*** (0.226)	-0.881*** (0.157)
γ_1^-	-3.783*** (0.540)	-1.085*** (0.226)	-0.825*** (0.157)
γ_2^+	42.53** (12.54)	12.65*** (2.621)	5.881*** (1.212)
γ_2^-	-68.21*** (12.54)	-4.108 (2.621)	1.099 (1.212)
γ_3^+	-182.5* (82.47)	-26.38** (8.615)	-6.680* (2.657)
γ_3^-	-413.1*** (82.47)	-12.02 (8.615)	11.36*** (2.657)
α	11.74*** (0.00621)	11.77*** (0.00521)	11.77*** (0.00542)
Observations	40	80	120
Adjusted R^2	0.991	0.991	0.984

Standard errors in parentheses

Source : FNA

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

LES DIFFÉRENTES FORMES D'ACTIVITÉ RÉDUITE

ET LEURS IMPACTS SUR LES TRAJECTOIRES PROFESSIONNELLES DES ACTIFS EXPÉRIMENTÉS

RESPONSABLE SCIENTIFIQUE :

XAVIER JOUTARD, (université Aix-Marseille, LEST ; GATE Lyon-Saint-Etienne jusqu'en octobre 2015)

ÉQUIPE DE RECHERCHE :

NATHALIE HAVET, (Université Lumière Lyon 2, GATE)

ALEXIS PENOT, (ENS Lyon, GATE Lyon-Saint-Etienne)

LAILA AITBIHIOUALI, (Aix-Marseille School of Economics, CNRS & EHESS)

LABORATOIRE RESPONSABLE DE LA RECHERCHE :

GROUPE D'ANALYSE ET DE THÉORIE ÉCONOMIQUE, GATE Lyon Saint-Etienne (UMR 5824, CNRS – Université Lumière Lyon 2 – Université Jean Monnet – École Normale Supérieure Lyon).

142 RÉSUMÉ

145 INTRODUCTION

- 145 LE DISPOSITIF D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN FRANCE
- 146 LES EFFETS THÉORIQUES ATTENDUS DE L'ACTIVITÉ RÉDUITE
- 148 LES ENSEIGNEMENTS DES ÉTUDES EMPIRIQUES
- 152 DESCRIPTION DU PROJET DE RECHERCHE

155 LES DONNÉES UTILISÉES

- 155 DES DIFFICULTÉS D'APPARIEMENT
- 156 LES ÉCHANTILLONS D'ANALYSE

159 LES PRATIQUES D'ACTIVITÉ RÉDUITE

- 159 LES PRATIQUES EXTENSIVES
- 162 L'INFLUENCE DES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES ET DES TRAJECTOIRES
PROFESSIONNELLES PASSÉES
- 167 LES PRATIQUES INTENSIVES
- 187 CONCLUSION

189 LES EFFETS DES PRATIQUES D'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LES TRAJECTOIRES PROFESSIONNELLES

- 190 LE CADRE D'ANALYSE
- 194 LES EFFETS ESTIMÉS DE L'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LE CHÔMAGE À COURT ET À LONG TERME
- 200 CONCLUSION

205 RÉFÉRENCES

209 ANNEXES

- 209 ANNEXE 1 : DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉS RÉDUITES
- 225 ANNEXE 2 : RÉSULTATS SECONDAIRES DE LA MÉTHODE PAR APPARIEMENT

RÉSUMÉ

Le projet a été mené autour des deux axes de recherche suivants :

1. Caractérisation des différentes formes de recours aux activités réduites (AR),
2. Effets des activités réduites sur les trajectoires professionnelles : tremplin vers l'emploi stable ou trappe à précarité ?

Dans le premier axe, on cherche à savoir quels sont les demandeurs d'emploi qui utilisent le dispositif d'activité réduite et à comprendre les stratégies de recours aux différentes formes proposées.

Dans le second axe, des effets de court et plus long terme de l'activité réduite sur les trajectoires professionnelles sont évalués et on tente d'identifier les formes d'AR (en termes d'intensité, de durée, etc.) les plus propices à rapprocher les demandeurs d'emploi du marché du travail.

Les données utilisées

A l'issue de l'appariement de deux sources d'informations, les demandes d'emploi du Fichier Historique et les demandes d'indemnisation tirées du Fichier National des Allocataires, plusieurs échantillons de demandes d'emploi représentatifs de l'ensemble des régions françaises ont été constitués. On a ainsi retenu les demandes d'emploi ayant toutes débuté pour une même année, de 2004 à 2011. Pour chaque base annuelle, la constitution de trois calendriers mensuels - cycle d'affaires, pratiques d'AR et indemnisation de chômage - a permis de prendre en compte l'évolution et l'interaction de ces trois dimensions dans l'analyse des pratiques d'AR et des comportements de recherche d'emploi du demandeur au cours de l'épisode de chômage. De plus, le parcours antérieur de chômage et les pratiques passées d'AR ont été reconstitués pour chaque demandeur.

Le dispositif d'activité réduite : mécanismes incitatifs et démarche d'identification de leur impact

Le dispositif d'AR autorisant le cumul d'une partie de l'allocation chômage avec les revenus de l'activité réduite peut influencer sur les pratiques individuelles d'AR selon différents mécanismes.

Dans un cadre statique, on peut en premier lieu établir que le taux de remplacement représente le taux marginal implicite de prélèvement sur

les revenus tirés de l'AR : les demandeurs aux taux de remplacement les plus faibles seraient alors davantage incités à recourir au dispositif d'AR durant leur demande d'emploi.

Il ne faut pas omettre néanmoins le fait que l'exercice d'une AR au cours d'un mois donné, provoquant la suspension d'une partie ou de la totalité de l'indemnisation mensuelle, ne fait que rallonger la durée d'indemnisation restante, sans compter les heures de travail en AR qui peuvent donner lieu à l'ouverture de nouveaux droits à l'allocation chômage. De fait, l'AR permet aussi une reconstitution des droits à l'allocation chômage. On peut alors penser que les pratiques d'AR sont également déterminées en fonction du temps restant en allocation chômage. A l'approche de la fin des droits - droits calculés à l'entrée de l'épisode de chômage - les demandeurs pourraient intensifier le recours à une AR au niveau des deux marges, « extensives » et « intensives ».

Par ailleurs, les différents seuils horaires en AR - autour de 136h jusqu'en 2005 et autour de 110h à partir de 2006 - en deçà desquels le cumul des deux sources de revenu est autorisé, pourraient conduire à des situations d'accumulation juste avant l'un de ces deux seuils (en fonction de l'année de la demande considérée) et à des situations d'évitement juste après.

En conséquence, les stratégies d'identification des effets de ces mécanismes d'intéressement sur les pratiques d'AR sont multiples : elles vont reposer sur plusieurs sources d'information mobilisées simultanément et faisant l'objet d'interactions. Premièrement, la variabilité des profils d'indemnisation - à travers le montant et l'existence de filières, au moins jusqu'en 2009 - a constitué une première source d'identification.

C'est pourquoi, les modélisations introduisent le taux de remplacement (et son éventuelle évolution au cours de l'épisode de chômage), l'appartenance à l'une des filières d'indemnisation, ainsi que le temps restant avant d'atteindre la fin des indemnités de chômage.

Deuxièmement, sont mobilisées des catégories de demandeurs qui, au cours de leur épisode, ne sont pas soumis à la réglementation du dispositif d'AR appliquée aux demandeurs indemnisés sous le régime général. Il s'agit d'une part des travailleurs

indemnisés sous le régime des intérimaires, exempts de toute réglementation contraignante, et d'autre part des demandeurs sans ouverture de droits aux allocations chômage à l'entrée de l'épisode de chômage. Ces catégories de demandeurs d'emploi jouent ainsi le rôle de « témoins potentiels » pour le dispositif d'intéressement, même si elles ne peuvent être utilisées que sous certaines conditions. Elles renvoient en effet à des profils de demandeurs très spécifiques avec peut-être des stratégies particulières dans l'exercice de l'AR. Troisièmement, le changement de réglementation pour l'AR, appliqué à partir du 1^{er} janvier 2006, constitue une expérience naturelle, exploitée pour affiner l'étude des différents mécanismes d'intéressement dans la pratique d'AR des demandeurs d'emploi indemnisés.

Les pratiques d'activités réduites

Celles-ci sont examinées aussi bien du point de vue de la « marge extensive » « qu'intensive ». Concernant la pratique extensive, on identifie des profils de demandeurs amenés à pratiquer précocement une AR : il s'agit, à titre d'exemple, des femmes, des jeunes, des ouvriers et des employés qualifiés. Les secteurs d'activité de l'emploi recherché comme les transports, l'industrie, le BTP ou encore les services favorisent également une pratique extensive précoce.

On identifie également les facteurs favorisant des pratiques durables (ou renouvelées d'activité réduite) et des pratiques plus intensives. Il est intéressant de noter que ces facteurs ne sont pas toujours identiques à ceux favorisant un premier accès à l'activité réduite : les plus jeunes semblent par exemple avoir des pratiques plus irrégulières et accéder surtout plus difficilement à des temps de travail élevés.

Dans les évolutions des pratiques d'AR au sein même d'une demande d'emploi, on montre que plus le demandeur reste longtemps au chômage, plus, lorsqu'il décide d'exercer une AR au cours de l'épisode, il aura tendance à y consacrer un temps de travail élevé. De fait, très vite, les temps de travail en AR, plutôt faibles en moyenne au premier mois de chômage, s'accroissent au fur et à mesure des mois de chômage et s'approchent du temps plein. De plus, les demandeurs ayant tendance à reconduire

une AR d'un mois sur l'autre ont généralement tendance à travailler plus d'heures au cours d'un mois d'AR.

Sur les différents mécanismes d'intéressement, plusieurs approches sont menées : elles ne permettent pas d'établir nettement que les pratiques d'AR répondent aux contraintes horaires de cumul des revenus et surtout au changement de seuil horaire, consécutif à la réforme de 2006. Ainsi, des inflexions locales dans la distribution des heures de travail autour de 110h00, conformes à un comportement dicté par l'intéressement, sont observées dans certains cas. Mais la comparaison avec les demandeurs non indemnisés, de fait non concernés par ces contraintes horaires, ne valide pas cette interprétation. De plus, cela reste limité aux années antérieures à la crise. Il semble en revanche que l'accélération des pratiques d'AR à l'approche de la fin des droits est bien avérée.

A partir de 2008, les années de crise semblent avoir modifié sensiblement les pratiques aussi bien extensives qu'intensives de l'AR. Ainsi, au cours de ces années, les demandeurs du régime général présentent à la fois un recours plus précoce à l'AR et une pratique plus intensive : la distribution des heures d'AR se déplaçant davantage vers la droite et plus tôt au cours de l'épisode de chômage, le temps plein devenant ainsi la modalité la plus fréquent dès le 6^{ème} mois de chômage. Certains résultats peuvent laisser penser à un renforcement des contraintes horaires imposées par les employeurs et subies par les demandeurs : on peut par exemple avancer que la crise a eu pour conséquence d'annihiler toute stratégie d'intéressement lié à la réforme de 2006, les inflexions autour du seuil horaire de 110h00 disparaissant à partir de ces années.

Les effets des pratiques d'Activité Réduite sur les trajectoires professionnelles

L'évaluation des effets des AR sur les trajectoires ultérieures est de nature dynamique et tient notamment compte du moment où ces pratiques s'exercent au sein de l'épisode de chômage : l'approche par « timing of events » d'Abbring et Van den Berg (2003) a donc été retenue. A l'image des études françaises les plus récentes,

les estimations montrent que l'AR semble globalement augmenter les transitions des demandeurs d'emploi vers une insertion sur le marché du travail. Toutefois, l'étude précise deux points. Premièrement, plus le volume horaire de l'AR exercée est élevé, plus celle-ci a un effet accélérateur sur la sortie du chômage.

Deuxièmement, cet effet de l'AR semble peu hétérogène entre profils de demandeurs d'emploi. Seules des différences en fonction du secteur d'activité et de la qualification sont mises en évidence. Ces résultats laissent penser que l'AR a bien un effet tremplin.

Toutefois, si les emplois recouverts appartiennent au "mauvais segment" du marché du travail, l'AR pourrait aussi générer une trappe à précarité. Or, en mesurant cette qualité au travers de la durée observée avant de retomber au chômage à la suite de l'emploi retrouvé, l'étude conclut, comme les études françaises récentes, que l'AR n'aurait pas d'impact significatif sur la qualité des emplois recouverts.

A partir de 2008, les années de crise ont modifié sensiblement ces effets. Prolongeant les résultats précédents, ces années amplifient nettement les effets «tremplins» de l'AR. Dans le même temps, ces années laissent aussi apparaître dans certains cas un impact de l'AR sur un retour plus rapide au chômage, signalant une possible dégradation de la qualité des emplois recouverts. Cependant, le volume horaire exercé, et notamment une AR à temps plein, pourraient alors protéger les ex-demandeurs d'un retour au chômage plus précoce.

Des estimations et des prédictions mesurant plus précisément les pratiques d'AR occasionnelles et les différenciant de pratiques régulières à l'aide de spécifications plus riches des effets de l'AR mériteraient d'être effectuées pour améliorer notre compréhension des comportements - ces estimations plus complètes sont en cours de réalisation. Par ailleurs, ces premiers résultats devront être complétés par plusieurs analyses de robustesse (prise en compte de l'information issue de la multiplicité des demandes, schéma de censure alternatif,...).

INTRODUCTION

Depuis le milieu des années 80, la France a connu, comme la plupart des pays européens, une importante flexibilisation de son marché du travail. Une des conséquences majeures a été l'explosion des « formes particulières d'emploi », c'est-à-dire des contrats à durée déterminée (CDD), des missions d'intérim, des contrats aidés ou du temps partiel. Le nombre d'entreprises y ayant recours, ainsi que la proportion de ce type de contrats dans l'ensemble des contrats proposés se sont accrus depuis cette décennie. Par exemple, en 20 ans, entre 1980 et 2000, les CDD ont été multipliés par 3 en France, l'intérim par 6 et le temps partiel est passé de moins de 10 % à plus de 20 %.

Plusieurs études – dont l'article séminale de Booth, Francesconi & Frank (2002) sur les emplois temporaires – ont tenté d'évaluer les conséquences sur les parcours professionnels des salariés du développement de ces formes particulières d'emploi.

Leur problématique était d'évaluer, en référence au chômage, si ces emplois "particuliers" constituaient des tremplins vers les emplois stables ou représentaient au contraire des trappes à précarité, augmentant les risques de chômage récurrent (Cockx & Picchio (2012), Graaf-Zijil, van den Berg & Heyma (2011), Autor & Houseman (2010), Hartman, Liljeberg & Skans (2010), D'Addio & Rosholm (2005), Gagliarducci (2005)). Sur des données françaises, Bonnal, Fougère & Sérandon (1997, 1994), Magnac (2000, 1997), Havet (2006) et Calavrezo (2008) ont étudié l'impact de ces emplois uniquement sur l'insertion des jeunes et en ont tiré un bilan mitigé. Seuls Givord & Wilmer (2009) ont fait une étude sur une population plus large et trouvent un léger tremplin des emplois temporaires par rapport au chômage dans l'accès à l'emploi stable. En outre, Benoteau (2015) a récemment évalué l'effet du passage en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle des demandeurs d'emploi. Elle met en évidence, comme des travaux récents sur d'autres pays européens (Card, Kluge & Weber (2010)), que les contrats aidés qui relèvent d'une logique de subvention à l'embauche dans le secteur marchand ont un effet positif sur l'insertion en emploi stable contrairement aux programmes de créations d'emplois publics temporaires - contrats aidés du secteur non marchand – auxquels sont associés des effets négatifs pouvant s'interpréter comme des effets d'enfermement ou de stigmatisation. Dans le même esprit, Galtier (1999) a examiné si le temps partiel était une passerelle vers le temps plein. Elle conclut notamment que les trajectoires professionnelles des

salariés à temps partiel subi dépendent de la durée du temps partiel : les salariés qui travaillent plus de 30h par semaine accèdent souvent à un temps complet alors que ceux qui travaillent peu (moins de 15h) s'enlisent dans le temps partiel contraint.

LE DISPOSITIF D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN FRANCE

La plus grande flexibilisation du marché du travail a aussi ouvert la voie à des « formes particulières de chômage » et en particulier au recours croissant au dispositif d'activités réduites (AR) des demandeurs d'emploi. L'activité réduite consiste à réaliser une activité rémunérée tout en étant demandeur d'emploi. Ce dispositif s'inscrit initialement dans la logique où l'occupation d'emploi à temps partiel ou de courte durée serait un tremplin vers l'emploi stable. Leur objectif est de faire en sorte que les demandeurs d'emploi ne soient pas rebutés par de tels emplois, faiblement rémunérés ou de très courte durée, dans la mesure où il est possible de cumuler des gains d'activité et des droits d'indemnisation du chômage. En octroyant aux demandeurs d'emploi la possibilité de cumuler partiellement revenus de remplacement et revenus salariaux, le régime d'activité réduite entend diminuer les problèmes potentiels d'incitation posés par l'assurance-chômage et lutter contre la formation d'une « trappe à chômage » en rendant acceptables, pour les demandeurs d'emploi, des emplois offrant un salaire inférieur au revenu de remplacement. Dans le régime général, le cumul est possible si l'intensité mensuelle de l'activité ne dépasse pas 110 heures et si les rémunérations du mois n'excèdent

pas 70 % des revenus antérieurs. Il est possible de cumuler sans limite de durée¹.

La France avec ce dispositif d'activité réduite ne fait pas exception. Les systèmes d'assurance chômage de plusieurs pays de l'OCDE prévoient des possibilités de cumul des revenus tirés de l'exercice d'une activité à temps partiel et d'une fraction au moins des indemnités versées au titre de l'assurance chômage. Par exemple, au Canada, l'étendue du cumul possible est limitée par un plafond de 50\$ hebdomadaires ou de 25 % de l'indemnité hebdomadaire si cette dernière dépasse 200\$. Passée ces seuils, l'indemnité devient totalement différentielle et la fraction qui dépasse ces seuils est intégralement déduite des prestations versées et est donc implicitement taxée à 100 %². Un mécanisme assez similaire existe aux États-Unis avec toutefois une assez forte variabilité selon les États du montant et de la nature du plafond. Des pays européens autorisent aussi un cumul partiel des revenus d'activité et des allocations chômage.

En Autriche ou en Belgique, le cumul est total jusqu'à un revenu plafond au-delà duquel les indemnités sont suspendues. En Finlande, il est possible de cumuler la moitié des allocations chômage avec un revenu d'activité.

En Allemagne, le taux de cumul est variable en fonction des gains d'activité ; il peut atteindre 80 %.

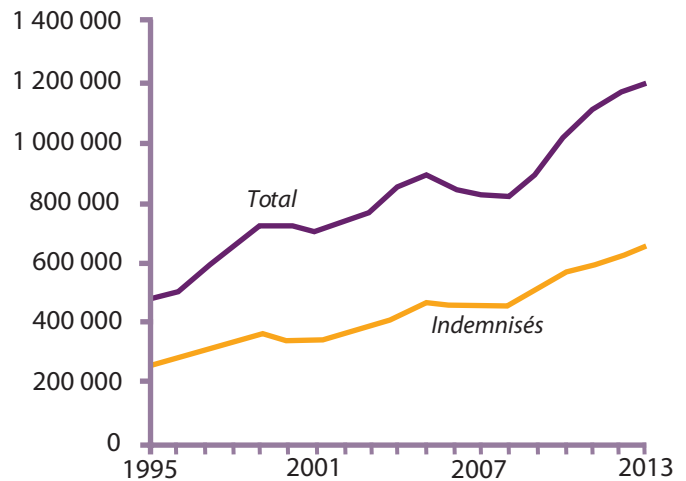
Pour bénéficier du cumul, la durée de l'activité transitoire ne doit pas dépasser 15h par semaine.

En Suisse, le dispositif d'activité réduite est très similaire à celui de la France, avec notamment la possibilité de reporter les droits d'indemnisation au-delà de la période d'activité réduite à proprement parler (Alibay & Lefranc (2003)). L'ensemble de ces dispositifs s'inscrivent dans une démarche d'activation des dépenses passives et visent clairement à encourager les chômeurs indemnisés à accepter les offres d'emploi à temps partiel qu'ils peuvent recevoir tout en poursuivant leur recherche sur le marché du travail. Le but est de contrebalancer les effets désincitatifs de l'assurance-chômage : sans ce dispositif, les politiques d'indemnisation peuvent rendre peu attractif le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi indemnisés, contribuant à l'apparition de trappes à chômage.

En France, le dispositif d'activité réduite a connu une très forte progression depuis 1995. Le nombre d'allocataires exerçant une activité réduite a plus que doublé entre 1995 et 2013, passant de 470 000 à 1,2 million en moyenne chaque mois (cf. Figure 1).

FIGURE 1

ÉVOLUTION DU NOMBRE D'ALLOCATAIRES EN ACTIVITÉ RÉDUITE



SOURCE : UNÉDIC

En 2013, 53 % d'entre eux sont indemnisés. Les autres sont non-indemnisés à un mois donné parce que leur revenu d'activité a ponctuellement dépassé le seuil ou parce qu'ils n'ont plus de droits d'indemnisation. L'effectif des allocataires sans activité n'a de son côté pas connu d'augmentation structurelle sur la période, si bien que la part des allocataires indemnisés en activité réduite dans le total des allocataires indemnisés par l'assurance chômage est passée de 23 % en 1995 à 38 % en 2013 (Unédic (2013, 2014)).

LES EFFETS THÉORIQUES ATTENDUS DE L'ACTIVITÉ RÉDUITE

Or, la même question sous-jacente que pour les formes particulières d'emploi se pose : le dispositif d'activité réduite constitue-t-il un tremplin vers les emplois stables ou s'agit-il d'une trappe à précarité ou à chômage récurrent ?

Les incitations nécessairement limitées dans le temps à l'exercice d'une activité temporaire ou à temps partiel peuvent-elles favoriser une insertion durable sur le marché du travail ?

L'idée préconçue qui a prévalu dans le développement des possibilités de cumul entre allocations chômage

1. Dans le régime général, avant juillet 2014, le cumul allocation-salaire courait pour une durée maximum de 15 mois. Seuls étaient pris en compte les mois pendant lesquels l'indemnisation était perçue. Les mois où aucune allocation n'était perçue, parce que le revenu d'activité était trop élevé, n'étaient pas retenus. Ainsi, cette période de 15 mois pouvait s'étaler sur plusieurs années. En outre, cette limite de 15 mois ne concernait pas les personnes âgées de plus de 50 ans et des conditions spécifiques sont en vigueur pour les salariés intermittents ou intérimaires et certaines activités professionnelles en raison de leur nature particulière (assistantes maternelles, non-salariés).

2. Un projet pilote "Travail pendant une période de prestations" (TPP), qui est en train d'être expérimenté et ce jusqu'en août 2016, modifie la façon dont la rémunération est déduite. Si la rémunération est inférieure ou égale à 90 % de la rémunération hebdomadaire utilisée pour calculer le taux de prestation, celles-ci seront réduites chaque semaine de 50 % du montant de la rémunération. Toute rémunération supérieure à ce seuil de 90 % est déduite intégralement des prestations perçues.

et revenus salariaux est qu'en augmentant les gains monétaires associés au retour à l'emploi, ce dispositif va encourager les demandeurs d'emploi à une reprise d'activité conduisant, à terme, à une insertion plus durable au sein du marché du travail. Or, dans la mesure où le dispositif encourage l'exercice d'emploi à faible volume horaire, à durée déterminée et/ou à faible salaire, on peut craindre que ce dispositif fragilise les perspectives d'insertion des bénéficiaires et ne substitue une trappe à précarité à une trappe à chômage lié au dispositif d'indemnisation. Ces effets de la pratique d'activité réduite ont été étudiés à la fois d'un point de vue théorique et empirique.

Les arguments théoriques sont controversés. Les modèles de recherche d'emploi (job search models) ont mis en évidence que la probabilité individuelle de sortir du chômage dépend de deux facteurs : la réception des offres d'emplois d'une part et la décision individuelle d'acceptation des offres éventuellement reçues d'autre part. Les effets bénéfiques attendus du dispositif d'activité réduite en termes de taux de sortie du chômage passent par ces deux canaux. L'exercice d'une activité réduite pendant la recherche d'emploi favorise l'accès à l'information et donc la réception d'offres d'emplois en maintenant les individus inscrits au chômage dans un milieu professionnel propice. En effet, parmi les modes de recherche d'emploi, les relations professionnelles et les contacts directs avec les employeurs conduisent le plus fréquemment à une sortie du chômage. Ce maintien du lien professionnel peut s'avérer d'autant plus important pour les chômeurs de longue durée, puisque l'on observe souvent un déclin des contacts directs avec les employeurs potentiels au fur et à mesure de la durée de chômage (McCormick (1991)). En outre, en augmentant les gains associés à la reprise d'emploi, le dispositif d'activité réduite peut conduire à accroître l'effort individuel de recherche d'emploi et donc le taux de réception d'offres d'emploi (McCall (1996)).

La probabilité d'acceptation des offres reçues par les demandeurs d'emploi peut aussi être influencée par le dispositif d'activité réduite. La décision d'accepter une offre d'emploi est basée sur la comparaison du salaire proposé pour cet emploi et du salaire individuel de réservation.

Or, l'exercice d'une activité réduite permet de limiter l'érosion du capital humain occasionnée par les épisodes de chômage, voire même d'accumuler du capital humain supplémentaire. Il peut aussi permettre aux demandeurs d'emploi de signaler leur motivation et leur

employabilité aux futurs employeurs. Tous ces facteurs vont favoriser l'accroissement des salaires offerts et par conséquent augmenter le taux d'acceptation des offres reçues (Alibay & Lefranc (2003)).

Parallèlement, l'occupation d'un emploi temporaire ou à temps partiel par les demandeurs d'emploi peut contribuer à limiter le déficit croissant de socialisation ainsi que les pratiques discriminatoires des entreprises à l'encontre des chômeurs de longue durée. Pour toutes ces raisons, le dispositif d'activité réduite pourrait engendrer un « effet tremplin » accélérant le retour à l'emploi stable en fournissant une expérience récente que le demandeur d'emploi peut valoriser au cours de sa recherche (Loh (1994)), Nagypal (2001), Boockmann & Hagen (2008)).

Néanmoins, l'exercice d'une activité réduite n'a pas nécessairement que des impacts positifs pour le demandeur d'emploi. En effet, la recherche d'emploi n'est pas une activité passive et nécessite un investissement important de la part du demandeur afin de prospecter, rédiger des CVs et lettres de motivation, se rendre aux entretiens d'embauche. Les modèles théoriques de recherche d'emploi mettent en évidence que l'intensité de la recherche d'emploi est un paramètre déterminant de la vitesse avec laquelle les demandeurs d'emploi sortent du chômage. Si l'exercice d'une activité réduite empiète significativement sur le temps que le demandeur consacre à la recherche d'emploi, il est possible qu'il soit au final pénalisé par un « effet d'enfermement » et mette plus de temps à retrouver un emploi stable. Cet effet peut être d'autant plus fort que le cumul d'allocation chômage et de revenus d'une activité réduite a tendance à augmenter le salaire de réserve des demandeurs d'emploi, qui peuvent alors considérer cette option plus attractive qu'un emploi à temps plein. Il est également possible que la conversion des jours d'activité réduite en jours supplémentaires de droits ait pour effet d'inciter l'allocataire à allonger sa période de recherche d'emploi. En effet, des taux de remplacement élevés combinés au fait que les droits à l'indemnisation-chômage sont prolongés lorsque les bénéficiaires occupent ces emplois temporaires subventionnés pourraient enfermer les allocataires dans une succession d'emplois temporaires et poser ainsi des problèmes de hasard moral néfastes à l'efficacité globale du dispositif (Fremigacci & Terracol (2014)). Par ailleurs, les emplois à temps très partiel étant plus souvent des emplois précaires, il peut en résulter une récurrence des épisodes de chômage susceptible d'augmenter la probabilité de transitions

ultérieures vers le chômage. L'enchaînement de contrats courts et/ou à temps partiel peuvent constituer une forme de spirale fragilisant la situation du demandeur d'emploi (Huyghues Despointes, Lefresne & Tuchsirer (2001)). Par ailleurs, en rendant socialement acceptable une situation dans laquelle le travail est faiblement rémunérateur ou peu qualifié (Ourliac & Ro-chut (2013)), la pratique d'une activité réduite freinerait le retour vers un emploi plus en adéquation avec les qualifications réelles du demandeur d'emploi et favoriserait le cantonnement à des emplois précaires, avec une fréquence accrue de transitions entre emploi et chômage.

C'est pourquoi, l'effet net de l'activité réduite sur la reprise d'un emploi est ambigu. Il est en de même sur la qualité et la pérennité des emplois qui pourraient être retrouvés. Il est possible que certains employeurs utilisent l'activité réduite comme un outil de recrutement afin de s'assurer que la personne corresponde bien au poste qu'ils cherchent à pourvoir (Neugart & Storrie (2002), Gerfin & Lechner (2002), Houseman, Kalleberg & Erickcek (2003)). En revanche, la réduction du temps disponible pour l'activité de recherche peut aussi favoriser des appariements relativement inefficaces. Par conséquent, les effets nets de l'activité réduite sur les sorties du chômage, la reprise d'un emploi et la qualité de ce retour à l'emploi sont ambigus et restent autant de questions à trancher empiriquement.

LES ENSEIGNEMENTS DES ÉTUDES EMPIRIQUES

Puisque la possibilité de cumuler allocation chômage et revenu d'activité existe dans plusieurs pays de l'OCDE, les travaux empiriques consacrés à l'évaluation de ce type de dispositif ont été réalisés à la fois sur données françaises et sur données étrangères. Ils sont riches d'enseignements non seulement sur les pratiques d'activité réduite et en particulier sur le rôle des mécanismes d'intéressement mais aussi sur l'impact de ces activités réduites sur les trajectoires professionnelles.

Les pratiques d'activité réduite

La littérature empirique met en évidence l'existence une logique de sélection à l'entrée dans le dispositif d'activité réduite. Non seulement, les demandeurs d'emploi pratiquant une activité réduite auraient des

caractéristiques intrinsèques les rendant plus proches du marché du travail, mais ils s'auto-sélectionneraient en fonction du taux de taxation implicite auquel ils sont soumis.

Les personnes pratiquant une activité réduite ont des caractéristiques spécifiques par rapport à l'ensemble des demandeurs d'emploi. Par exemple, la proportion de femmes est plus importante parmi ceux ayant connu au moins une activité réduite, alors que les séniors cumulent moins souvent une activité salariée au cours de leur période de chômage (Godøy & Røed (2014), Fontaine & Rochut (2014)). En outre, on observe que les personnes réalisant une activité réduite ont plus souvent un niveau de diplôme et de qualification (ouvriers et employés) intermédiaires.

A l'inverse, les cadres ont moins recours au dispositif d'activité réduite. Ces derniers résultats sont liés au fait que les diplômes et les qualifications sont des facteurs favorables à l'insertion sur le marché du travail et donc à l'obtention d'une activité salariée, même réduite, pendant la période de chômage. Toutefois, les plus diplômés ou les cadres restent en moyenne moins longtemps au chômage, ce qui leur laisse moins de temps pour pratiquer une activité réduite.

Par ailleurs, ils sont plus susceptibles de disposer de revenus de remplacement suffisamment élevés pour se permettre d'attendre l'obtention d'un contrat à durée indéterminée plutôt que de postuler des emplois temporaires. Au-delà de la profession recherchée par le demandeur d'emploi, Granier & Joutard (1999) montrent que certains métiers influencent la pratique d'activité réduite. En particulier, les métiers des transports et de l'industrie semblent favoriser cette pratique alors que semble en revanche moins répandue dans les secteurs de la gestion ou de la distribution.

Les personnes ayant pratiqué une activité réduite sont également plus souvent entrées sur les listes des demandeurs d'emploi suite à une fin de contrat ou à une fin de mission d'intérim (Granier & Joutard (1999), Fontaine & Rochut (2014)). D'ailleurs, Granier & Joutard (1999) précisent que l'influence du motif d'inscription au chômage apparaît surtout au cours des premiers mois de chômage. Sans doute que les individus entrés au chômage à la suite de la fin d'un contrat de travail sont plus habitués aux situations précaires et donc plus disposés à accepter des propositions d'activité réduite. Dans ce cas, la pratique d'activité réduite pourrait refléter des difficultés d'insertion durable rencontrées par une fraction de la population et d'une

accoutumance aux situations d'emplois instables faute d'alternatives. D'un autre côté, on peut supposer que les individus ayant démissionné ou ayant été licenciés d'un emploi à durée indéterminée soient moins candidats aux activités réduites, ceci afin de se consacrer à la recherche d'un emploi stable au moins au début de leur épisode de chômage. Cela suggère une forte hétérogénéité des motivations dans le recours au dispositif d'activité réduite qui se traduit par une grande hétérogénéité de la période où l'activité réduite s'exerce pour la première fois au cours de l'épisode de chômage. On observe notamment que plus les individus ont été employés sur des contrats courts, plus l'exercice d'une activité réduite va commencer tôt s'ils connaissent ensuite un épisode au chômage indemnisé ; a contrario, les chômeurs ayant été licenciés pour motif économique vont rentrer très tard dans le dispositif (après plus de 12 mois de chômage, cf. Delvaux & Jasaroski (2008)).

Dans le même esprit, la durée passée au chômage influence la pratique d'activité réduite ainsi que son intensité. Une partie peut s'expliquer par les règles d'indemnisation chômage et les incitations financières y étant associées.

En France, un allocataire ayant travaillé T jours dans le mois conserve son salaire d'activité réduite, et l'assurance chômage réduit ses allocations mensuelles d'un montant égal à 70 % du salaire brut mensuel. Ces allocations économisées, non versées à l'allocataire pour les périodes où il travaille, sont reportées à la fin de la période d'indemnisation. Les jours travaillés ouvrent également de nouveaux droits à indemnisation. Au vu de ces règles, les demandeurs d'emploi se trouvant confrontés à des épisodes de chômage prolongés et qui de fait sont exposés à une clôture de leurs droits sont davantage enclins à pratiquer une activité réduite leur permettant de repousser cette échéance. C'est pourquoi, la pratique et l'intensité des activités réduites augmentent quand l'épisode de chômage se prolonge (Granier & Joutard (1999)). Par ailleurs, le taux de remplacement, qui correspond au taux de prélèvement implicite sur le revenu d'activité, constitue un autre paramètre du mécanisme d'intéressement déterminant sur la pratique d'une activité réduite. Gurgand (2002) a en effet montré un effet direct de la variation du taux de remplacement sur la probabilité d'exercer une activité réduite : lorsque que le taux de remplacement diminue, c'est-à-dire lorsque l'allocation ne compense que faiblement le salaire antérieur, l'incitation financière à reprendre une activité, même réduite, augmente.

De plus, ce taux de remplacement ne joue pas que sur le passage par le dispositif mais a aussi très probablement un effet sur les trajectoires professionnelles post-activité réduite. Comme l'expliquent Fremigacci & Terracol (2013, 2014), les demandeurs d'emploi n'entreront en activité réduite que si les bénéfices associés sont supérieurs aux coûts. Les gains consistent en l'augmentation des revenus (issus de l'activité réduite) et en l'effet tremplin potentiel vers un emploi stable. Or, comme le gain salarial de l'activité réduite est inversement proportionnel au taux de taxation implicite, les individus faisant face à un fort taux ne pratiqueront une activité réduite que s'ils anticipent un fort effet tremplin de l'emploi temporaire. Il y aurait donc un phénomène d'auto-sélection face au taux de remplacement : l'accroissement du taux de remplacement générerait une sélection négative sur le recours à l'activité réduite et une sélection positive sur le taux de sortie du chômage. McCall (1996, 1997) fut l'un des premiers à évaluer un système de cumul d'allocation-chômage et de revenu salarial issu d'une activité réduite pour les systèmes canadiens et américains ; il montre en outre qu'une augmentation du plafond de salaire hebdomadaire permettant de cumuler salaire et indemnités, qui constitue une hausse des incitations financières, entraîne non seulement une hausse de la probabilité d'exercer une activité réduite mais aussi une diminution de la durée de chômage, même si ces effets étaient relativement faibles.

Comme la pratique d'une activité réduite est régie par une logique de sélection et non comme un événement aléatoire, l'évaluation empirique de son effet causal sur l'insertion sur le marché du travail est sujette à un problème d'endogénéité. Par conséquent, la simple comparaison des deux populations (celle pratiquant une activité réduite et celle n'en pratiquant pas) peut conduire à une estimation biaisée de l'effet réel de l'activité réduite. C'est pourquoi, les travaux empiriques récents se sont attachés non seulement à corriger l'effet de sélection (les personnes réalisant une activité réduite ayant un profil particulier potentiellement corrélé avec leur perspective professionnelle) mais aussi le timing du premier épisode d'activité réduite.

L'impact des pratiques d'activité réduite sur les transitions professionnelles

Les effets de l'activité réduite sur le retour à l'emploi ont été étudiés depuis la fin des années 1990, mais les travaux empiriques autour de cette problématique sont encore relativement rares.

Littérature internationale

La majorité des travaux d'évaluation des systèmes de cumul de l'allocation-chômage et de revenus tirés d'une activité réduite sur le retour à l'emploi s'est attachée à distinguer les effets pendant la période de la pratique de l'activité réduite – ou à très court terme – et les effets à plus long terme. L'idée sous-jacente dérivée des modèles théoriques était que l'effet d'enfermement, en raison d'une baisse des efforts de recherche d'emploi et d'une hausse du salaire de réservation, était plus probable durant la pratique d'activité réduite ou à très court terme alors que les effets bénéfiques (amélioration du capital humain, des réseaux, du signalement) pouvaient prendre plus de temps et être retardés, et seraient donc plutôt visible à long terme. En outre, les études empiriques soulignent souvent une forte hétérogénéité entre groupes de travailleurs avec des effets de l'activité réduite pouvant être opposés. Les résultats des études empiriques sont très mitigés sur les effets de sortie du chômage pendant la période de pratique d'une activité réduite ou immédiatement après. Il n'y a absolument pas de consensus sur l'existence d'un effet négatif d'enfermement à très court terme. Certes, Kyyrä, Parrotta & Rosholm (2013) identifient, sur données danoises de 1999 à 2006, un net déclin du taux de transition vers un emploi à temps plein durant la période où les demandeurs d'emploi pratiquent une activité réduite. Néanmoins, Gerfin, Lechner & Steiger (2005) et Lalive, van Ours & Zweimüller (2008) pour la Suisse ne trouvent aucun effet significatif initial sur la sortie du chômage lorsqu'ils comparent les demandeurs d'emploi avec et sans activité réduite.

Kyyrä (2010), sur données finlandaises pour 1999-2000, obtient des résultats divergents selon la nature de l'activité réduite pratiquée. Les emplois à temps partiel permettant le cumul d'allocations n'auraient pas d'effet instantané significatif sur le retour à l'emploi. En revanche, les emplois à temps plein très court (inférieur à un mois pour bénéficier du cumul) facilitent immédiatement les transitions vers l'emploi régulier : le taux de sortie du chômage augmente de 50 % durant la pratique de ce type d'activité réduite. Godøy & Røed (2014) mettent aussi en évidence pour la Norvège pour 2003-2007 un effet positif dès le début de la pratique d'une activité réduite et ce, quelle que soit sa durée. Ils remettent ainsi en cause l'existence d'un effet d'enfermement.

Durant la pratique d'une activité réduite, le taux de sortie du chômage pour un "bon" emploi (en termes de salaire et de durée) augmente d'environ 26 points de

pourcentage et de 85 points de pourcentage pour un "mauvais" emploi par rapport aux chômeurs n'exerçant aucune activité. Ils montrent que cet effet positif durant la pratique d'une activité réduite était essentiellement dû aux fortes transitions vers l'emploi réalisées au cours du premier mois d'activité réduite. Comme Kyyrä (2010), ils font l'interprétation que les employeurs utiliseraient le système de cumul d'allocations chômage et de revenus comme une "période d'essai" avant l'embauche. A partir d'une population de jeunes femmes de 18 à 25 ans au chômage depuis au moins 9 mois en Belgique, Cockx, Goebel & Robin (2013) confirment l'effet positif fortement significatif de la pratique d'une activité réduite dès le début du programme. Par rapport aux demandeurs d'emploi non-participants, l'activité réduite multiplie par 2,8 le taux de transition vers un emploi régulier : durant le premier trimestre suivant l'activité réduite, le taux de sortie du chômage est de 8 % en moyenne pour un chômeur à temps complet et de 21 % s'il avait exercé une activité réduite.

Alors que l'effet immédiat de la pratique d'une activité réduite pour les demandeurs d'emploi reste ambigu dans la littérature, les études empiriques s'accordent sur son effet favorable à plus long terme. En moyenne, la participation à une activité réduite a bien l'effet tremplin initialement escompté par les pouvoirs publics, puisqu'elle réduit la durée de chômage (Gerfin et al. (2005) pour la Suisse, Kyyrä (2010) pour la Finlande, Cockx et al. (2013) pour les jeunes femmes en Belgique, Kyyrä et al. (2013) pour le Danemark, Godøy & Røed (2014) pour la Norvège). Par exemple, Gerfin et al. (2005) trouvent que la pratique d'une activité réduite en Suisse a un effet positif après 9 mois, en augmentant alors le taux de sortie du chômage d'environ 7 points de pourcentage. Pour Cockx et al. (2013), la participation d'une activité réduite diminue le taux de survie au chômage de 27 points de pourcentage après 1 an et de 33 points de pourcentage après 2 ans. De même, Kyyrä (2010) estime que les emplois courts à temps plein font augmenter le taux de transition vers un emploi régulier de 81 % pour les femmes et de 93 % pour les hommes.

Néanmoins, certains auteurs ont nuancé cet effet positif à long terme sur le retour en emploi en mettant en évidence qu'il se faisait au détriment de la qualité des emplois retrouvés (Gerfin et al. (2005) ; Godøy & Røed (2014)).

Les résultats de Godøy & Røed (2014) suggèrent que la pratique d'une activité réduite augmente le taux d'arrivée des offres d'emploi par rapport aux chômeurs

sans activité professionnelle, mais sur le "mauvais" segment du marché du travail. En effet, l'impact positif de l'activité réduite est significatif pour les emplois de faible qualité (+40 %) mais plus faible et non significatif pour les bons emplois. Gerfin et al. (2005) montrent qu'en Suisse, la qualité des emplois (en termes de durée et de salaires) générés par l'activité réduite n'est pas inférieure à celle des emplois trouvés à l'issue d'autres politiques actives d'insertion sur le marché du travail mais qu'en revanche, une partie de son impact favorable sur la sortie du chômage reste souvent associée à des emplois relativement mauvais et courts. Ils concluent que l'effet de l'activité réduite est très hétérogène parmi les demandeurs d'emploi. Pour certains, cette pratique permet de retrouver un emploi stable alors que d'autres enchaînent épisodes d'activité réduite, de chômage et d'emploi régulier mais précaire. D'ailleurs, Kyyrä et al. (2013) étudient cette hétérogénéité et repèrent deux profils opposés : l'activité réduite diminue la durée de chômage pour les jeunes et les immigrés alors qu'elle l'augmente notamment pour les femmes mariées et les ouvriers.

Globalement, si l'activité réduite semble, avec parfois un effet retardé, augmenter les transitions des demandeurs d'emploi vers une insertion du marché du travail, elle ne semble pas être bénéfique à l'ensemble d'entre eux, ni être forcément de bonne qualité.

Contexte français

Pour la France, faute de disposer d'une fenêtre d'observation suffisamment importante, les premiers travaux se sont limités à l'analyse de la sortie du chômage (Granier & Joutard (1999), Gurgand (2002)) sans étudier les effets de l'activité réduite sur une éventuelle récurrence des épisodes de chômage ou trappe à précarité. Fremigacci & Terracol (2013, 2014) ont comblé récemment cette lacune en analysant les effets à plus long terme et Blouard, Costanzo, Goarant, Laffiteau, Muhl & Picci (2012) et Fontaine & Rochut (2014) ont complété les précédentes études en s'intéressant à la qualité du retour en emploi.

A l'image de la littérature internationale, les résultats français concernant l'effet instantané de l'activité réduite sur le retour à l'emploi sont mitigés. Pour Granier & Joutard (1999), qui basent leur évaluation sur le flux des entrants dans les listes du chômage entre septembre et novembre 1993, l'activité réduite influence peu les perspectives de sortie immédiate du chômage. En revanche, Fremigacci & Terracol (2013,

2014), à partir des inscrits au chômage en 2001, mettent en évidence un important phénomène d'enfermement dans le chômage durant plusieurs mois. Toutefois, comme Kyyrä et al. (2013), ce phénomène d'enfermement au cours de l'activité réduite se trouve ensuite plus que compensé par un effet tremplin qui accélère considérablement, mais tardivement, la sortie vers l'emploi. Au sein d'une cohorte entrant au chômage, ils évaluent que l'effet d'enfermement initial domine l'effet tremplin jusqu'à 26 mois après l'entrée au chômage. A titre de comparaison, Granier & Joutard (1999), à partir de leur cohorte plus ancienne, observaient que la pratique d'activité réduite n'influait positivement la reprise immédiate d'un emploi qu'autour d'une année passée au chômage.

En tout cas, Granier & Joutard (1999) et Fremigacci & Terracol (2013, 2014) observent un effet décalé de l'activité réduite sur l'amélioration des chances d'insertion.

Par exemple, Fremigacci & Terracol (2013, 2014) concluent qu'un individu qui a effectué une activité réduite en t aura une probabilité plus élevée d'avoir un emploi régulier seulement 11 mois plus tard. Les résultats de Granier & Joutard (1999) laissent penser que ce décalage temporel pourrait être d'autant plus important que l'activité réduite est pratiquée tôt dans l'épisode de chômage³. En outre, Fremigacci & Terracol (2013, 2014) montrent que bien que significatif, l'effet de long terme de l'activité réduite sur le retour à l'emploi est faible puisqu'il ne correspond qu'à une augmentation d'un demi point de pourcentage de la probabilité de sortie du chômage. Grâce au suivi des demandeurs d'emploi sur une période de 3 ans (2001-2004), Fremigacci & Terracol (2013, 2014) ont tenté de savoir si la pratique d'une activité réduite génère une trappe à précarité. Pour cela, ils ont étudié la longueur des épisodes d'emploi réguliers obtenus suivant que les chômeurs aient ou non pratiqué une activité réduite. Contrairement à Godøy & Røed (2014) pour la Norvège, l'activité réduite en France n'a selon eux pas d'impact significatif sur la durée des emplois trouvés par la suite. Fontaine & Rochut (2014) confirment cette dernière conclusion : elles trouvent que l'activité réduite favorise le retour en emploi à 12 mois, mais que l'entrée en activité réduite n'a pas d'effet sur la qualité de l'emploi retrouvé en termes de salaires ou de durées travaillées.

Par conséquent, le bilan du système français d'activité réduite reste pour l'instant mitigé. Si l'activité réduite

³ Quand l'activité réduite débute à l'issue du second mois de chômage et dure plus de trois mois, alors tout au long de l'épisode de chômage, la probabilité de sortie reste légèrement supérieure à celle d'un individu comparable n'ayant pas exercé d'activité réduite. Lorsque l'activité réduite débute après le troisième mois de chômage, les effets sont sensiblement similaires à ceux décrits précédemment, à ceci près que la pratique d'activité réduite exerce une influence immédiate positive sur la probabilité de sortie du chômage.

semble globalement un accélérateur de l'accès à l'emploi durable, elle n'améliore (ni ne dégrade) la qualité de l'emploi retrouvé. Par ailleurs, l'ampleur de l'effet pourrait être relativement modeste : à 12 mois, Fontaine & Rochut (2014) obtiennent des effets positifs de l'activité réduite sur le retour à l'emploi plus importants (+6 à 13 points de pourcentage suivant le moment du premier épisode d'activité réduite) que Fremigacci & Terracol (2013, 2014) mais en utilisant une méthode de matching dynamique plutôt que de timing of events comme la majorité des travaux empiriques sur ce sujet.

Enfin, comme dans la littérature internationale, derrière le résultat général que la pratique d'une activité réduite semble en moyenne rendre moins difficile l'insertion sur le marché du travail, se cachent de fortes disparités de cet impact selon les caractéristiques de la population étudiée. Par exemple, Fremigacci & Terracol (2013, 2014) trouvent un impact favorable plus important et un effet d'enfermement plus faible pour les individus ayant des caractéristiques défavorables sur le marché du travail. Le statut vis-à-vis de l'indemnisation semble aussi influencer le gain à la pratique d'une activité réduite. Comme Kyyrä et al. (2013), Granier & Joutard (1999) soulignent aussi un impact de l'activité réduite différencié selon le genre : malgré des niveaux de pratique assez proches, l'activité réduite faciliterait davantage l'insertion des hommes que celle des femmes.

De plus, pour les hommes, la pratique d'une activité réduite serait d'autant plus favorable à l'insertion que le nombre d'heures consacrées à cette activité est faible, alors que l'inverse est observé pour les femmes. En conséquence, l'évaluation du système d'activité réduite nécessite que l'on tienne compte des mécanismes d'intéressement, du moment de la pratique de l'activité réduite dans l'épisode de chômage, du volume horaire de l'activité et d'autres caractéristiques individuelles du demandeur d'emploi pour avoir une vision plus fine de son réel impact.

DESCRIPTION DU PROJET DE RECHERCHE

C'est pourquoi, ce projet de recherche propose de compléter les rares travaux français existants sur les pratiques de l'activité réduite ainsi que son impact sur les trajectoires professionnelles, en apportant une triple originalité :

- distinguer les pratiques extensives et intensives des pratiques d'activité réduite : les différentes formes d'activité réduite, en termes de durée, d'intensité, de temps partiel subi ou volontaire, etc., méritent d'être séparées puisque Galtier (1999) a notamment mis en évidence que les trajectoires dépendent de la nature et de la durée du temps partiel et que Kyyrä (2010) a montré sur données finlandaises que les impacts de l'activité réduite différaient selon sa forme (d'un temps partiel ou d'un emploi à temps plein mais de très courte durée).
- évaluer le rôle et l'importance des incitations financières dans les pratiques d'activité réduite, permettant d'apprécier davantage les mécanismes d'intéressement à l'œuvre dans ce dispositif : la question du rôle des mécanismes d'intéressement sera examinée au sens large avec notamment l'étude de l'impact de la réforme de 2006 restreignant le cumul allocation-chômage et revenus salariaux sur les pratiques de l'activité réduite, ainsi que les effets de seuil et de l'approche de la fin des droits.
- mesurer l'évolution temporelle des effets de l'activité réduite et leur hétérogénéité sur les trajectoires professionnelles en utilisant des échantillons de demandeurs d'emploi inscrits à différentes périodes entre 2004 et 2011.

Pour ce faire, nous proposons d'exploiter les informations du Fichier Historique des Demandeurs d'Emploi inscrits au Pôle Emploi. L'un des attraits de ces données est de renseigner sur les pratiques d'activité réduite durant des épisodes de chômage successifs. A partir des durées reconstituées des épisodes d'emploi et de chômage, il est alors possible d'analyser l'impact de ces pratiques sur les trajectoires individuelles ultérieures. Avec les caractéristiques combinées d'une fenêtre d'observation assez large comme pour les travaux français les plus récents et d'appariement avec les sources d'indemnités de chômage, nous aurons alors les moyens d'évaluer finement les pratiques d'activité réduite et leurs influences sur une insertion durable sur le marché du travail ou au contraire sur un renforcement des situations de précarité. Par rapport aux travaux de Fremigacci & Terracol (2013, 2014), nous exploiterons les informations sur le passé des demandeurs d'emploi en constituant des agrégats des trajectoires passées.

Dans cet objectif, deux axes de recherche seront particulièrement explorés :

1. Caractérisation des différentes formes de recours aux activités réduites
2. Effets des activités réduites sur les trajectoires professionnelles : tremplin vers l'emploi stable ou trappe à précarité ?

Dans le premier axe, nous chercherons à savoir qui sont les demandeurs d'emploi qui utilisent le dispositif d'activité réduite et à comprendre les stratégies de recours aux différentes formes proposées. En particulier, sur la base de modèles (de nature structurelle) distinguant différentes stratégies de recherche, nous chercherons à identifier un effet propre du mécanisme d'intéressement sur les pratiques d'activité réduite. Dans le second axe, nous chercherons à évaluer l'effet à long terme de l'activité réduite sur les trajectoires

professionnelles et savoir quelle(s) forme(s) d'activité réduite (en termes d'intensité, de durée, etc.) sont les plus propices à rapprocher les demandeurs d'emploi du marché du travail. Il est important de noter que ce travail d'évaluation des effets de traitement sur les trajectoires ultérieures est de nature dynamique et qu'il tiendra notamment compte du moment où ces pratiques s'exercent au sein de l'épisode de chômage. Nous savons en effet qu'il y a une grande hétérogénéité de la période où l'activité réduite s'exerce pour la première fois au cours de l'épisode de chômage en raison de la forte hétérogénéité des motivations dans le recours au dispositif.

Dans le chapitre 2, nous présenterons succinctement les bases de données utilisées pour répondre à notre problématique. Le chapitre 3 sera consacré à la caractérisation des différentes formes de recours aux activités réduites et le chapitre 4 sur leurs effets sur les trajectoires professionnelles.

LES DONNÉES UTILISÉES

Dans ce chapitre, nous présentons très brièvement la structure des données et l'ensemble du travail préparatoire qu'il a été nécessaire d'entreprendre à partir des bases. Il repose sur l'appariement des deux sources d'informations, les demandes d'emploi (DE) issues du Fichier Historique des Demandeurs (FH) et les demandes d'indemnisation tirées du Fichier National des Allocataires (FNA).

Le Fichier Historique des demandes d'emploi (FH) permet de connaître au jour le jour les entrées et les sorties des listes des demandeurs d'emploi. Il contient non seulement une information exhaustive sur les caractéristiques socio-démographiques sur le demandeur d'emploi (année de naissance, genre, nationalité, niveau d'éducation et de qualification, situation familiale, nombre d'enfants, handicap, département de résidence) et sur la demande d'emploi (date et motif d'inscription, date et motif d'annulation, catégorie administrative d'enregistrement selon le type de contrat recherché, type de métier recherché, perception du RMI) mais aussi des informations sur certaines caractéristiques liées à l'exercice d'une activité réduite, ainsi que des informations succinctes sur la perception d'allocations chômage au cours de cette demande.

Le Fichier National des Allocataires (FNA) présente des informations relatives aux demandes d'indemnisation. En particulier, le Segment D3 complète l'information disponible dans le FH en décrivant avec précision la situation indemnitaire des allocataires (salaire journalier de référence, ratio de remplacement, durée maximale d'indemnisation). Ce fichier décrit ainsi des périodes d'indemnisation qui ne seront pas forcément calées sur des DE : elles peuvent commencer avant la DE courante, démarrer après le début de cette DE et/ou ne pas se terminer lors de sa clôture pour reprendre lors d'une prochaine DE. Enfin, il est possible de connaître les dates d'entrée et de sortie des registres de l'assurance chômage, ce qui permet de reconstruire la chronologie exacte des événements caractérisant un épisode de chômage donné.

DES DIFFICULTÉS D'APPARIEMENT

La figure 2 illustre l'appariement possible entre les informations du FH et celles du FNA.

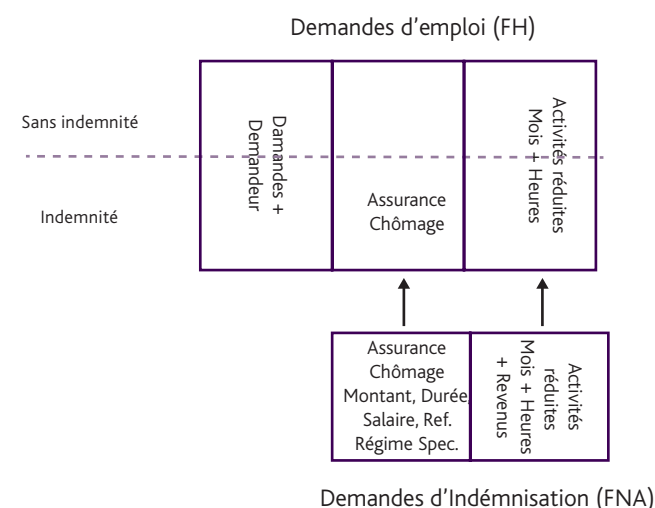
Soulignons toutefois que des problèmes de compatibilité et d'appariement entre ces deux sources de données ont été rencontrés sans pouvoir réellement les résoudre.

En particulier, deux problèmes peuvent être mentionnés ; ils sont en lien avec l'indemnisation et les pratiques mensuelles en activité réduite.

Premièrement, les demandes d'emploi donnant droit à une indemnisation chômage sont présentes à la fois dans les modules DE et D2 de la base FHS. Dans ce dernier module, les variables d'indemnisation sont

FIGURE 2

STRUCTURE DES FICHIERS DE DONNÉES FH ET FNA



4. Nous remercions P.Faury (Pôle Emploi) pour ces explications

5. AR : Activité Réduite - l'acronyme est valable dans le reste du document.

renseignées - code allocation, jour de début de validité, jour de fin de validité, etc. Or, plusieurs de ces DE n'ont pourtant aucune correspondance dans la table DI (Demandes d'Indemnisation) du FNA. Il semble que la principale source d'écart provient des déménagements des demandeurs d'emploi : dans ce cas, alors qu'au niveau du FH, de nouveaux identifiants sont créés dans la nouvelle région du demandeur, dans le FNA et le segment D3, les données de tout l'historique de l'individu sont en revanche toujours transférées dans la nouvelle région assurant un suivi de l'indemnisation. Mais toutes les informations détaillées relatives à l'indemnisation sur la première partie de la demande - celle de la région de départ sont perdues⁴.

Deuxièmement, un problème de cohérence similaire mais en lien cette fois-ci avec l'activité réduite a également été rencontré : il existe des mois d'AR⁵ renseignés dans les tables de D3 (du FNA) mais que l'on ne retrouve pas dans les tables E0 (du FH) et inversement. Cela s'avère tout de même moins problématique dans la mesure où la seule différence est que l'on dispose du revenu dans les tables du FNA, mais pas dans celles du FH. Nous avons décidé de conserver l'information provenant des deux sources. Grossièrement, on observe une information commune et concordante dans 50 % des cas, alors que 25 % des mois en AR proviennent de la seule source FH, et que l'autre quart provient uniquement de la source FNA. Enfin, un dernier problème relatif à l'indemnisation chômage des demandeurs a été rencontré. Il s'agit de l'absence dans les tables d'information sur la durée d'indemnisation potentielle attribuée au début de l'épisode de chômage lors de l'instauration d'une filière unique - cette réglementation a été appliquée aux nouvelles demandes d'emploi à partir d'avril 2009.

LES ÉCHANTILLONS D'ANALYSE

En partant des bases transmises par Pôle Emploi, nous avons procédé en plusieurs étapes :

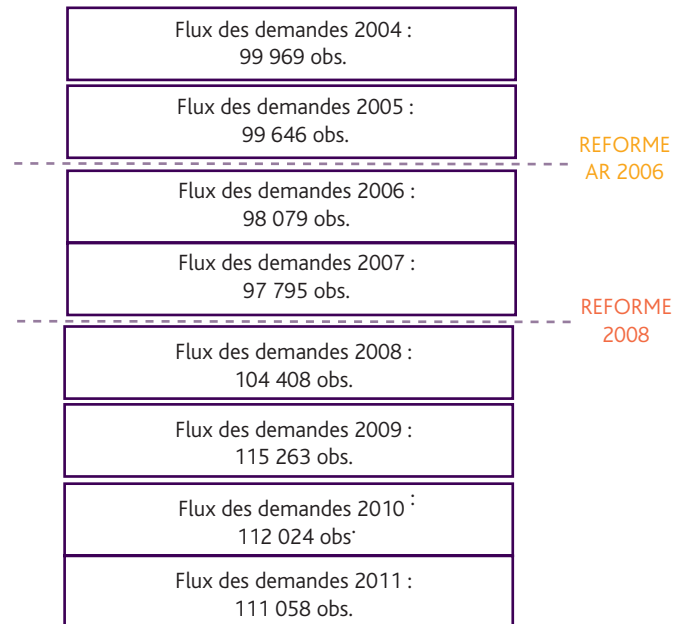
1. Au niveau de chaque région, on a sélectionné, suivant un tirage pseudoaléatoire, 25 % du stock des demandeurs d'emploi présents dans le fichier FH en conservant l'ensemble des demandes d'emploi attachées à ces demandeurs ainsi que le reste des informations les concernant.
2. On a réuni alors dans une seule table les différents sous-échantillons issus des 26 régions (on sera amené à exclure plus tard les Dom-Tom).
3. On a sélectionné ensuite différentes fenêtres temporelles d'entrée au chômage correspondant à une année donnée. On a ainsi retenu, à partir de la table principale représentative de l'ensemble des régions françaises, les seules demandes d'emploi ayant toutes débuté pour une même année : on a constitué plusieurs tables de flux de demandes d'emploi, de 2004 à 2011.
4. Pour chaque flux de demandes d'emploi d'une année donnée, on a également enrichi la table de plusieurs manières :
 - En premier lieu, on a procédé à la reconstitution du passé du demandeur avant chaque DE : la table contient désormais l'expérience passée de chômage et les pratiques antérieures d'AR du demandeur d'emploi.
 - On a inséré des données mensuelles du cycle d'affaires local tout au long des épisodes de chômage de la table : le taux de chômage par département est retenu.
 - Ayant par ailleurs recensé et regroupé tous les mois en AR exercés pour chaque demandeur dans une table secondaire, on peut identifier, à l'aide des dates calendaires, les mois en AR pratiqués par le demandeur tout au long de l'épisode de la DE. On peut alors disposer, pour chaque mois de la DE, de la présence ou non d'une AR, du nombre d'heures exercées et du revenu tiré en cas de pratique d'AR pour le mois considéré (rappelons néanmoins que les revenus d'AR ne sont disponibles que si l'information provient de la source FNA).
 - En partant là aussi de tables secondaires contenant toute l'information sur les périodes d'indemnisation issues du FNA, un appariement sur la base des identifiants du demandeur et des dates de calendrier a également été réalisé : il permet de constituer, pour chaque DE, un nouveau calendrier renseignant chaque mois si une indemnité chômage est perçue, le montant perçu, le taux de remplacement, le temps potentiel restant en indemnisation, etc. Pour chaque base annuelle, la constitution de ces trois calendriers mensuels - calendrier du cycle, calendrier des pratiques d'AR et calendrier d'indemnisation - va permettre de prendre en compte l'évolution et l'interaction de ces trois dimensions dans l'analyse des pratiques d'AR et des comportements de recherche d'emploi du demandeur au cours de l'épisode de chômage.

En constituant ces différentes bases, nous avons au départ exclu les demandeurs ayant eu plus de 10 demandes d'emploi. De plus, un travail préalable a été réalisé sur les demandes d'emploi : celles d'une durée de plus 60 mois - 5 ans - ont été supprimées et les demandes consécutives séparées de moins de 30 jours ont été regroupées. De plus, les interruptions entre deux demandes dues à des périodes de maladie ou de formation ont été retranchées de la durée totale de la demande. Enfin, les demandes qui relèvent du régime des intermittents du spectacle n'ont pas été considérées en raison du caractère très spécifique de ce régime d'indemnisation.

La figure 3 présente les effectifs de chaque échantillon annuel ainsi constitué.

FIGURE 3

ÉCHANTILLONS ANNUELS D'ANALYSE



LES PRATIQUES D'ACTIVITÉ RÉDUITE

Dans ce chapitre, pour étudier les pratiques d'activité réduite, nous procéderons en deux temps en distinguant successivement les pratiques extensives et intensives. Dans la section 3.1, nous nous focaliserons sur le temps écoulé avant d'exercer pour la première fois une activité réduite sans prendre en compte le nombre d'heures - on parlera alors de pratiques extensives. Dans la section 3.2 sont proposés des modèles qui analysent l'intensité de l'activité réduite - ce qui est une originalité par rapport aux précédentes études dans le contexte français - en s'intéressant aux nombres d'heures effectuées et au rythme de l'exercice de l'activité réduite. En particulier, nous analyserons les facteurs jouant sur des pratiques dites intensives, définies en fonction de plusieurs critères. Le premier retenu pour appréhender l'intensité de l'activité réduite exercée est de se fixer un volume d'heures minimal. Plus précisément, dans la section 3.2.1, nous étudierons la durée avant l'exercice d'une activité réduite de plus de 110 heures. Ce seuil de 110 h a été choisi car il correspond au seuil horaire limite d'autorisation de cumul de l'allocation chômage et du revenu salarial depuis 2006. Dans la section 3.2.2, l'analyse de la distribution complète du nombre d'heures en activité réduite au cours des épisodes de chômage est réalisée. Cette étude des distributions des heures sera complétée en section 3.2.3 pour une comparaison, par une méthode d'appariement, entre les demandeurs du régime général et des intérimaires avant et après la réforme de 2006, afin d'essayer capter les effets de cette dernière sur les comportements. Enfin, pour affiner notre compréhension des pratiques intensives, nous examinerons dans la section 3.2.4 la répétition des mois d'activité réduite (et le nombre d'heures associées) durant leur épisode de chômage pour tous ceux qui y ont eu recours au moins une fois.

Que ce soit pour l'étude des pratiques extensives ou intensives, des modèles économétriques ont été utilisés afin de dissocier au mieux les impacts des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi et des mécanismes d'intéressement, en particulier de la réforme de 2006, les ayant modifiés et ayant rendu plus difficile l'accès à l'activité réduite. Enfin, en considérant des échantillons de demandeurs d'emploi à différentes périodes de temps et en particulier avant et après la crise de 2008, nous pourrions voir s'il y a eu des évolutions temporelles dans les pratiques extensives et intensives et le rôle potentiel de la crise économique, ce qui est une originalité par rapport aux travaux de la littérature empirique.

LES PRATIQUES EXTENSIVES

Méthodologie

Un modèle de survie a été utilisé pour étudier la durée avant un premier exercice d'activité réduite, c'est-à-dire les pratiques extensives. Plus précisément, nous avons

modélisé la fonction de risque (hasard) sous la forme d'un modèle à risque proportionnel de type exponentiel par morceaux. Notons θ la fonction de risque correspondant à la probabilité instantanée d'un individu de commencer un premier épisode d'activité réduite sachant que ce dernier est resté en situation de chômage au moins pendant la durée t :

$$\theta(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t < T < t + dt | T > t)}{dt}, \quad (1)$$

où la variable T représente la durée passée au chômage sans activité réduite. La fonction de hasard, supposée proportionnelle, est caractérisée par le produit de deux éléments : i) une fonction qui dépend des caractéristiques individuelles observables du demandeur d'emploi à l'instant t et du mécanisme d'incitations financières au-quel il est confronté, X_t ; ii) le hasard de base θ_0 , qui correspond au taux de pratique d'une activité réduite commun aux individus (indépendant de leurs caractéristiques individuelles et de celles de leur mécanisme d'intéressement) et capte donc la

dépendance purement temporelle du taux de risque :

$$\theta(t|X) = \theta_0(t) \cdot \exp(X_t\beta). \quad (2)$$

Tandis que le hasard de base est constant dans un modèle paramétrique exponentiel simple, l'utilisation des modèles de type exponentiel par morceaux permet de faire varier ce hasard de base entre différents intervalles, sur lesquels la probabilité instantanée de sortie vers l'activité réduite est jugée constante. Il semble raisonnable de supposer que le hasard de base est différent entre, par exemple, le premier et le douzième mois de la demande. Les intervalles choisis pour cette analyse sont (en mois) :

[1 – 2[, [3 – 4[, [5 – 6[, [7 – 9[, [10 – 12[, [13 – 18[, [19 – 24[, [25 – 36[, ≥ 36 .

Parmi les variables explicatives X , ont été introduites non seulement des caractéristiques socio-démographiques du demandeur d'emploi (sexe, nationalité, âge, diplôme, statut matrimonial, région de résidence), des indicateurs caractérisant son passé professionnel (passé d'activité réduite et de chômage, motif d'inscription à Pôle emploi, catégorie socioprofessionnelle, expérience dans le secteur d'activité recherché), le type d'emploi recherché (secteur d'activité recherché, type de contrat recherché (CDI ou non), temps plein recherché (oui/non)), une variable reflétant la conjoncture économique (le taux de chômage régional), mais également des variables permettant d'apprécier le rôle des différents mécanismes d'intéressement. Rappelons comment ces mécanismes pourraient influencer sur les décisions relatives à l'exercice d'une activité réduite, que ce soit sur la marge extensive ou sur la marge intensive. Dans un cadre statique, on peut aisément établir que le taux de remplacement représente le taux marginal implicite de prélèvement sur les revenus tirés de l'AR (Granier & Joutard (1999), Fremigacci & Terracol (2013, 2014)) et prédire que les demandeurs aux taux de remplacement les plus faibles devraient davantage avoir recours au dispositif d'activité réduite durant leur demande d'emploi. Remarquons que l'on omet néanmoins dans ce cadre le fait que l'exercice d'une activité réduite au cours d'un mois donné, provoquant la suspension d'une partie ou de la totalité de l'indemnisation mensuelle, ne fait que rallonger la durée d'indemnisation restante, sans compter les heures de travail en activité réduite qui peuvent donner lieu à l'ouverture de nouveaux droits à l'allocation chômage. En effet, l'activité réduite peut permettre une reconstitution des droits à l'allocation chômage

(Cahuc & Prost (2015) détaillent ce mécanisme). On peut alors penser que les pratiques d'activité réduite sont également déterminées en fonction de l'écoulement des droits à l'indemnisation et du temps restant en allocation chômage. A l'approche de la fin des droits - droits calculés à l'entrée de l'épisode de chômage - les demandeurs pourraient intensifier le recours à une activité réduite, là encore, au niveau des deux marges, extensives et intensives. Par ailleurs, les différents seuils horaires en activité réduite - autour de 136h jusqu'en 2005 et autour de 110h à partir de 2006 - en deça desquels le cumul des deux sources de revenu est autorisé, pourraient conduire à des situations d'accumulation juste avant l'un de ces deux seuils (en fonction de l'année de la demande considérée) et à des situations d'évitement juste après.

En conséquence, les stratégies d'identification des différents effets des mécanismes d'intéressement sur les pratiques d'activité réduite vont alors être multiples et reposer sur plusieurs sources de variation pouvant être mobilisées simultanément et faire l'objet d'interactions. Premièrement, la variabilité des profils d'indemnisation - à travers le montant et l'existence de filières, au moins jusqu'en 2009 - constitue naturellement une première source d'identification. C'est pourquoi, nous avons introduit dans les modélisations :

- le taux de remplacement et son éventuelle évolution au cours de l'épisode, tant que le demandeur poursuit sa recherche d'emploi ;
- l'appartenance à l'une des trois filières - filière courte (autour de 6 mois), filière à 1 an (autour de 12 mois), filière à 2 ans (autour de 24 mois), filière longue (autour de 36 mois) ;
- le temps restant avant d'atteindre la fin des indemnités de chômage, fractionné le plus souvent en des variables "splines", rendant compte de la perte d'un mois d'indemnisation consécutive en sachant qu'il reste plus de 13 mois, entre 7 et 12 mois, moins de 6 mois, voire qu'on entre dans une période censée être à indemnité nulle (le temps restant est alors négatif).

Deuxièmement, nous avons également mobilisé des catégories de demandeurs qui, au cours de leur épisode, ne seront pas soumis à la réglementation du dispositif d'activité réduite appliquée aux demandeurs indemnisés sous le régime général. Il s'agit :

- des travailleurs indemnisés sous le régime des intérimaires, exempts de toute réglementation contraignante (Coquet (2011)),

TABLEAU 1

**PROBABILITÉ INSTANTANÉE DE SORTIE DU CHÔMAGE POUR
 UN PREMIER EXERCICE D'ACTIVITÉ RÉDUITE**

	2004		2006		2008	
	param.	p-value	param.	p-value	param.	p-value
Caractéristiques individuelles						
Homme	-0.06376	<.0001	-0.05971	<.0001	-0.1573	<.0001
Français	0.03294	0.0648	0.02786	0.1159	0.03191	0.0516
Marié	-0.01029	0.3679	-0.02828	0.0132	0.01071	0.3074
Bénéficiaire de minima sociaux	-0.4437	<.0001	-0.3931	<.0001	-0.3322	<.0001
<i>Age (Réf. : plus de 50 ans)</i>						
moins de 20 ans	0.3741	<.0001	0.2613	<.0001	0.2938	<.0001
entre 20 et 25 ans	0.4325	<.0001	0.3415	<.0001	0.3586	<.0001
entre 25 et 30 ans	0.3448	<.0001	0.2899	<.0001	0.3248	<.0001
entre 30 et 35 ans	0.3001	<.0001	0.3039	<.0001	0.3346	<.0001
entre 35 et 40 ans	0.2697	<.0001	0.2753	<.0001	0.3291	<.0001
entre 40 et 45 ans	0.2886	<.0001	0.2506	<.0001	0.3061	<.0001
entre 45 et 50 ans	0.2191	<.0001	0.1875	<.0001	0.2552	<.0001
<i>Niveau de diplôme (Réf. : Niveau 1)</i>						
Niveau 6	-0.1275	<.0001	-0.1293	<.0001	-0.1410	<.0001
Niveau 5	-0.04708	0.0913	-0.05310	0.0536	-0.08692	0.0010
Niveau 4	0.009357	0.7356	-0.00603	0.8252	-0.03634	0.1666
Niveau 3	0.09677	0.0005	0.04160	0.1310	0.02417	0.3635
Niveau 2	0.07834	0.0089	0.01552	0.6024	0.002037	0.9438
Diplômé	0.08858	<.0001	0.08165	<.0001	0.05488	<.0001
<i>Région de résidence (Réf. : Ile-de-France)</i>						
Champagne-Ardenne	0.2276	<.0001	0.1532	<.0001	0.2349	<.0001
Picardie	0.1693	<.0001	0.1042	0.0008	0.2413	<.0001
Haute Normandie	0.1785	<.0001	0.1587	<.0001	0.2358	<.0001
Centre	0.2689	<.0001	0.2896	<.0001	0.1546	<.0001
Basse Normandie	0.2287	<.0001	0.2116	<.0001	0.2077	<.0001
Bourgogne	0.2097	<.0001	0.2031	<.0001	0.1833	<.0001
Nord Pas de Calais	0.1177	<.0001	0.03201	0.2505	0.3946	<.0001

– des demandeurs sans ouverture de droits aux allocations chômage à l'entrée de l'épisode de chômage, qui ne sont naturellement pas concernés par la stricte réglementation du cumul des revenus d'activité et de l'assurance chômage.

Ces catégories de demandeurs d'emploi peuvent jouer le rôle de "témoins potentiels" pour le dispositif d'intéressement en les utilisant sous certaines conditions. Ils renvoient en effet à des profils de demandeurs très spécifiques et identifiant sûrement des stratégies très particulières dans l'exercice de l'activité réduite. Les intérimaires, de par l'absence de réglementation et par les effets d'aubaine que ce système peut représenter auprès de leurs employeurs, ont intérêt à y avoir recours souvent et pour un nombre d'heures élevé. Pour les chômeurs non indemnisés, on peut par ailleurs s'interroger sur d'éventuels biais de sous-déclaration. La mobilisation de plusieurs flux de demandes démarant lors d'années bien distinctes va permettre de contourner cette difficulté. C'est pourquoi, nous avons introduit dans les modélisations deux variables dichotomiques reflétant respectivement l'appartenance des demandeurs indemnisés au titre du régime des intérimaires et l'appartenance aux groupes des demandeurs d'emploi non indemnisés.

Troisièmement, le changement de réglementation pour l'activité réduite, voté en 2005 et appliqué à partir du 1er janvier 2006, constitue une expérience naturelle que nous pouvons exploiter pour affiner l'étude des différents mécanismes d'intéressement dans la pratique d'activité réduite des demandeurs

d'emploi indemnisés. Pour l'étude des pratiques extensives d'activité réduite, nous comparerons les résultats tirés de modélisations identiques mais appliquées à des flux de demandes différents. Nous considérerons ici un échantillon de demandeurs d'emploi débutant tous un épisode au cours de l'année 2004 puis répliquerons les analyses sur un échantillon de demandeurs qui démarrent tous leur recherche d'emploi au cours de l'année 2006 et sur un autre échantillon de demandeurs démarrant leur recherche au cours de l'année 2008.

Les résultats de ces estimations sur les trois échantillons sont reportés dans le [tableau 1](#).

L'INFLUENCE DES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES ET DES TRAJECTOIRES PROFESSIONNELLES PASSÉES

En ce qui concerne les caractéristiques sociodémographiques, il ressort que les femmes exercent plus tôt, dans leur épisode de chômage, une activité réduite. Ainsi, non seulement elles auraient davantage recours à cette pratique (Godøy & Røed (2014), Fontaine & Rochut (2014)), mais aussi plus rapidement. Cela s'explique en partie par le fait que les femmes sont plus enclines à occuper des activités à temps partiel, ce qui a été démontré dans des rapports de l'UNEDIC. Les seniors, et en particulier les plus de 50 ans, qui recourent moins souvent à l'activité réduite (Godøy & Røed (2014), Fontaine & Rochut (2014)), ont aussi une durée plus longue avant de la pratiquer une activité réduite. Ce phénomène peut s'expliquer de plusieurs façons :

les individus les plus âgés ont généralement des chances plus faibles de retrouver un emploi (quel qu'il soit) ; de plus les individus les plus âgés sans emploi sont souvent dans des situations de transition avec l'inactivité (pré-retraite, etc.). Mais cette durée avant d'exercer une activité réduite n'est pas strictement croissante avec l'âge :

la classe d'âge qui semble pratiquer le plus tôt une activité réduite est celle des 20-25 ans.

Les niveaux de formation les plus bas ou l'absence de diplôme (niveau 5 et 6) semblent fortement retarder l'exercice d'une activité réduite, toutes choses étant égales par ailleurs. En revanche, les ouvriers

et les employés qualifiés sont les qualifications ayant recours le plus précocement à une première activité réduite. Les cadres notamment retardent probablement leur pratique d'activité réduite, puisqu'ils espèrent rester moins longtemps au chômage en raison de leur meilleur capital humain favorable à leur insertion sur le marché du travail et donc concentrent leur recherche sur des emplois moins précaires. D'ailleurs, pour les inscrits au chômage en 2004, les demandeurs d'emploi recherchant un contrat à durée indéterminée exerçaient moins vite une activité réduite. De nouveau, ces résultats concernant la durée avant d'exercer une activité réduite sont cohérents avec ceux concernant l'influence du niveau de diplôme et de qualification sur la pratique d'activité réduite, mis en évidence dans notre revue de la littérature empirique (section introduction - [Les pratiques d'activité réduite](#)).

Selon nos estimations sur les trois échantillons, les métiers qui favorisent une pratique extensive rapide appartiennent aux secteurs des transports, de l'industrie, du BTP et des services. Or, avoir une expérience passée dans le métier recherché favorise aussi la pratique précoce d'une activité réduite. D'ailleurs, le passé professionnel des demandeurs d'emploi semble jouer sur les pratiques extensives. Sans surprise, les motifs d'inscription pour fin de contrat et surtout pour fin d'intérim et dans une moindre mesure pour démission conduisent à une pratique d'activité réduite plus précoce que les demandeurs licenciés. Ce résultat confirme ceux de Granier & Joutard (1999) et de Fontaine & Rochut (2014) montrant que les demandeurs inscrits à la suite d'une fin de contrat sont plus habitués aux situations précaires et donc plus disposés à accepter rapidement ce type de propositions d'activité réduite par accoutumance. En effet, l'activité réduite représente souvent une série de contrats courts, donc la pratique d'une activité réduite peut s'avérer correspondre à exercer une activité assez similaire à celle de la période précédant l'épisode de chômage. De même, Delvaux & Jasaroski (2008) trouvaient que plus les individus avaient été employés sur des contrats courts dans le passé, plus l'exercice d'une activité réduite commençait tôt lorsqu'ils se retrouvaient au chômage.

Nous observons aussi dans le [tableau 1](#) que n'avoir aucune expérience de chômage retarde le moment où le demandeur d'emploi exerce une activité réduite de même que de longues durées passées de chômage au cours des épisodes précédents *ceteris paribus*. Ceci peut sans doute s'expliquer par le fait que les

TABLEAU 1 (SUITE)

**PROBABILITÉ INSTANTANÉE DE SORTIE DU CHÔMAGE POUR
 UN PREMIER EXERCICE D'ACTIVITÉ RÉDUITE**

	2004		2006		2008	
	param.	p-value	param.	p-value	param.	p-value
Lorraine	0.08026	0.0045	0.03388	0.2439	0.1162	<.0001
Alsace	0.1060	0.0007	0.08049	0.0111	0.05851	0.0478
Franche Comté	0.1100	0.0044	0.1454	0.0001	0.1739	<.0001
Loire-Atlantique	0.2738	<.0001	0.2538	<.0001	0.1665	<.0001
Bretagne	0.2875	<.0001	0.2150	<.0001	0.2420	<.0001
Poitou Charentes	0.2711	<.0001	0.1701	<.0001	0.2345	<.0001
Aquitaine	0.2400	<.0001	0.2147	<.0001	0.2403	<.0001
Midi Pyrénées	0.1907	<.0001	0.09579	0.0003	0.1508	<.0001
Limousin	0.1426	0.0075	0.2539	<.0001	0.09470	0.0424
Rhône Alpes	0.1828	<.0001	0.1517	<.0001	0.06843	0.0002
Auvergne	0.2241	<.0001	0.1972	<.0001	0.1467	<.0001
Languedoc- Roussillon	0.09895	0.0008	0.001556	0.9591	0.3662	<.0001
PACA	0.06742	0.0021	0.02652	0.2432	0.2293	<.0001
<i>Passé professionnel</i>						
Sans passé de chômage	-0.2804	<.0001	-0.2410	<.0001	-0.2229	<.0001
Durée passée de chômage	-0.01051	<.0001	-0.00983	<.0001	-0.00638	<.0001
Durée passée en AR	0.05270	<.0001	0.03844	<.0001	0.02760	<.0001
Durée en AR dans l'épisode précédent	0.008098	0.0458	0.008697	0.0001	0.01545	<.0001
Durée de chômage de l'épisode précédent	-0.00393	0.0355	-0.00158	0.1566	-0.00606	<.0001
Durée écoulée entre deux épisodes de chômage	-0.01980	<.0001	-0.01000	<.0001	-0.00632	<.0001
<i>Motifs d'inscription à Pôle Emploi (Réf. : Autres)</i>						
Licenciement économique	-0.02936	0.2843	0.05516	0.0462	-0.02825	0.2951
Autre licenciement	-0.00477	0.7861	0.04229	0.0143	-0.02906	0.0675
Démission	0.2623	<.0001	0.2450	<.0001	0.2901	<.0001
Fin de contrat	0.2253	<.0001	0.2644	<.0001	0.2780	<.0001
Fin intérim	0.5723	<.0001	0.5996	<.0001	0.4869	<.0001

individus restant longtemps au chômage sont moins susceptibles d'avoir tout type d'activité par la suite - en outre à cause d'un mauvais effet signal-, qu'il s'agisse d'une activité réduite ou d'une activité permettant la sortie du chômage. A l'inverse, l'accumulation d'un nombre important de mois d'activité réduite au cours des épisodes de chômage passé accélère le moment dans l'épisode de chômage courant où on exerce pour la première fois une activité réduite. Ainsi, plus l'individu a eu souvent recours au dispositif d'activité réduite dans le passé, plus il la pratiquera de nouveau rapidement.

Enfin, les pratiques extensives semblent influencées par la conjoncture économique. Une activité économique ralentie, reflétée par un taux de chômage régional élevé, retarde le moment où l'activité réduite s'exerce. Nous pouvons supposer qu'en ces périodes, un plus grand nombre d'individus chercheraient à pratiquer une activité réduite, pour un même niveau d'offres d'emplois.

**Le rôle des mécanismes
 d'intéressement**

Le tableau 1 permet aussi d'appréhender des premiers éléments du rôle des mécanismes d'intéressement sur les pratiques d'activité réduite. Contrairement aux arguments de Gurgand (2002), nous trouvons que plus le taux de remplacement est élevé, plus l'exercice d'une activité réduite est précoce.

A priori, pour les individus ayant un taux de remplacement relativement élevé, le taux marginal d'imposition -implicite- sur les revenus d'activité réduite sera lui aussi élevé et l'intérêt financier de pratiquer une activité réduite, moindre. En conséquence, certains d'entre eux

pourraient être les plus amenés à effectuer rapidement une activité réduite intensive et donc derrière ce résultat pourrait se mêler plusieurs mécanismes liés aux conditions horaires de cumul. D'ailleurs, le fait que l'effet du taux de remplacement augmente fortement entre avant et après la réforme de 2006 modifiant les règles de cumul d'allocation chômage et de revenus salariaux est cohérent avec cette hypothèse. Nous y reviendrons en analysant plus en détails les pratiques intensives d'activité réduite. L'appartenance à une filière d'indemnisation semble jouer un rôle important dans le moment choisi pour exercer une activité réduite. A des fins d'illustration, nous avons calculé, à partir des estimations du [tableau 1](#), différentes prédictions du nombre moyen de mois écoulés avant une première activité réduite, en considérant trois schémas différents d'indemnisation : indemnisés sur une période courte (7 mois), indemnisés sur une période plus longue (23 mois), sans ouverture de droits au début de la demande. Cette comparaison est réalisée sur plusieurs profils de demandeurs qui, pour l'essentiel, se différencient par le sexe et les métiers demandés.

TABLEAU 1 (SUITE)

PROBABILITÉ INSTANTANÉE DE SORTIE DU CHÔMAGE POUR UN PREMIER EXERCICE D'ACTIVITÉ RÉDUITE

	2004		2006		2008	
	param.	p-value	param.	p-value	param.	p-value
Reprise activité	0.03201	0.1273	0.01351	0.5284	-0.07616	0.0008
Expérience dans le métier recherché	0.002882	0.0067	0.001516	0.1432	0.002597	0.0043
<i>Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : Cadre)</i>						
Manoeuvre	0.08571	0.0350	0.07828	0.0554	0.1731	<.0001
Ouvrier spécialisé	0.2158	<.0001	0.1997	<.0001	0.2556	<.0001
Ouvrier qualifié	0.2798	<.0001	0.2601	<.0001	0.3058	<.0001
Employé non qualifié	0.1365	<.0001	0.1232	<.0001	0.1940	<.0001
Employé qualifié	0.2518	<.0001	0.2625	<.0001	0.2881	<.0001
Technicien, agent de maîtrise	0.2046	<.0001	0.1937	<.0001	0.2337	<.0001
Emploi recherché						
<i>Secteur du métier recherché (Réf. : Autres)</i>						
Agriculture	0.1270	0.0002	0.09742	0.0057	0.1117	0.0010
Commerce	-0.02225	0.3568	0.02673	0.2776	0.02620	0.2824
BTP	0.1299	<.0001	0.1840	<.0001	0.1557	<.0001
Hôtellerie Restauration	0.04307	0.1156	0.02137	0.4420	0.08722	0.0012
Industrie	0.1654	<.0001	0.2091	<.0001	0.1172	<.0001
Maintenance	0.1412	<.0001	0.1402	<.0001	0.09908	0.0025
Santé	0.07986	0.0140	0.08847	0.0072	0.1165	0.0003
Services	0.1294	<.0001	0.1880	<.0001	0.2248	<.0001
Support	0.002334	0.9214	0.04398	0.0730	0.007813	0.7504
Transport	0.2397	<.0001	0.2474	<.0001	0.2131	<.0001
<i>Contrat recherché</i>						
CDI	-0.07330	<.0001	-0.02381	0.1792	-0.01270	0.4805
Temps complet	0.07696	<.0001	0.04058	0.0157	0.07323	<.0001
Taux de chômage régional	-0.01372	0.0019	-0.00200	0.6516	-0.09663	<.0001
Mécanisme d'intéressement						
Taux de remplacement brut	0.03979	<.0001	0.3917	<.0001	0.5723	<.0001

TABLEAU 1 (SUITE)

PROBABILITÉ INSTANTANÉE DE SORTIE DU CHÔMAGE POUR UN PREMIER EXERCICE D'ACTIVITÉ RÉDUITE

	2004		2006		2008	
	param.	p-value	param.	p-value	param.	p-value
<i>Filière d'indemnisation (Réf. : plus de 2 ans)</i>						
filière courte	1.1238	<.0001	1.0495	<.0001	0.6237	<.0001
filière à 1 an	0.2739	<.0001	0.2758	<.0001	-0.08043	0.0014
filière à 2 ans	0.2198	<.0001	0.06468	0.0066	-0.1708	<.0001
<i>Groupes de demandeurs d'emploi</i>						
Non indemnisé	-0.09228	<.0001	0.04131	0.1042	-0.1978	<.0001
Intérimaire	0.1939	<.0001	0.1359	<.0001	0.2640	<.0001
<i>Temps restant avant la fin des indemnités</i>						
Se retrouver après la fin potentielle en AC	-0.9795	<.0001	-0.9987	<.0001	-1.0208	<.0001
Perdre un mois d'AC dans les 3 derniers mois d'AC	0.09810	<.0001	0.07616	<.0001	0.06310	<.0001
Perdre un mois d'AC dans les 6 derniers mois d'AC	-0.4507	<.0001	-0.4585	<.0001	-0.4003	<.0001
Hasard de base						
1-2 mois	-2.8634	<.0001	-2.9837	<.0001	-2.2078	<.0001
3-4 mois	-3.1762	<.0001	-3.3032	<.0001	-2.5528	<.0001
5-6 mois	-3.4400	<.0001	-3.4662	<.0001	-2.7365	<.0001
7-9 mois	-3.5111	<.0001	-3.5640	<.0001	-2.7664	<.0001
10-12 mois	-3.6277	<.0001	-3.7397	<.0001	-2.8999	<.0001
13-18 mois	-3.5126	<.0001	-3.5570	<.0001	-2.8069	<.0001
19-24 mois	-3.4030	<.0001	-3.5770	<.0001	-2.6794	<.0001
25-36 mois	-3.5716	<.0001	-3.7817	<.0001	-2.8769	<.0001
> 36 mois	-3.6959	<.0001	-3.9424	<.0001	-3.4290	<.0001

Les 3 profils systématiquement considérés sont :

- **Profil 1** : un homme, de 25-30 ans avec un diplôme de niveau V, ouvrier qualifié recherchant un emploi dans le BTP,
- **Profil 2** : une femme, de 25-30 ans avec un diplôme de niveau V, employée qualifiée recherchant un emploi dans le commerce,
- **Profil 3** : une femme, de 25-30 ans avec un diplôme de niveau V, employée qualifiée recherchant un emploi dans les services.

Les autres caractéristiques principales – communes aux trois profils et retenues chaque année – sont que les demandeurs résident tous en Ile-de-France, se sont inscrits au chômage consécutivement à une fin de contrat, et ont tous déjà connu des épisodes passés de chômage avec des exercices passés d'activité réduite, dont 6 mois dans le précédent épisode. Une comparaison temporelle pourra aussi être effectuée puisque ces prédictions ont toutes été distinguées suivant qu'une demande commence au cours de l'année 2004, 2006 ou 2008.

Les figures 4 à 6 résument graphiquement les prédictions calculées.

Ces graphiques montrent que les demandeurs indemnisés au sein de la filière la plus courte exercent le plus tôt une activité réduite. En 2004, ils commencent en moyenne à démarrer une activité à l'issue de leur période d'indemnisation potentielle, autour de 7 mois. En comparant les prédictions des différentes années, une tendance à démarrer plus tôt une activité apparaît nettement pour certains profils, en particulier à partir de 2008 :

les femmes recherchant un emploi dans les services démarrent une activité réduite moins de 5 mois après le début de la demande.

Les demandeurs indemnisés au sein de la filière longue (23 mois) ont une durée moyenne d'attente avant une première activité réduite de 10 à 12 mois selon le profil. Pour cette dernière filière, ce temps d'attente est nettement réduit en 2008 : en dessous de 10 mois pour tous les métiers, il ne dépasse pas 7 mois pour les demandeurs du profil 3, c'est-à-dire les femmes recherchant un emploi dans les services.

Les demandeurs ne percevant aucune indemnité chômage présentent des temps d'attente avant une première activité réduite systématiquement plus longs, de 2 à 3 mois supérieurs à ceux indemnisés pour une durée de 23 mois (même si l'écart tend à se rapprocher en 2006) : il est difficile de tirer des enseignements de ce constat, dans la mesure où des pratiques éventuellement spécifiques se mêlent vraisemblablement à des sous-déclarations systématiques concernant ces demandeurs.

FIGURE 4

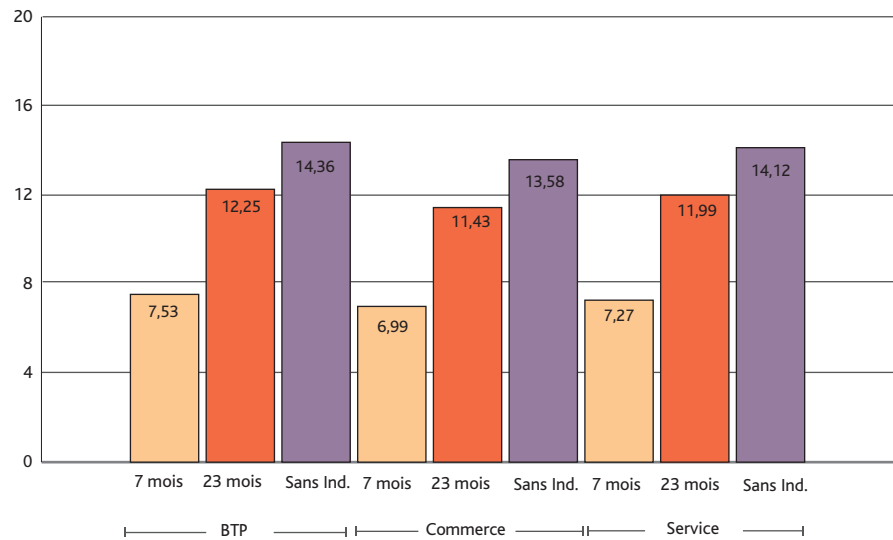
DURÉES PRÉDITES AVANT UNE PREMIÈRE AR EN 2004

FIGURE 5

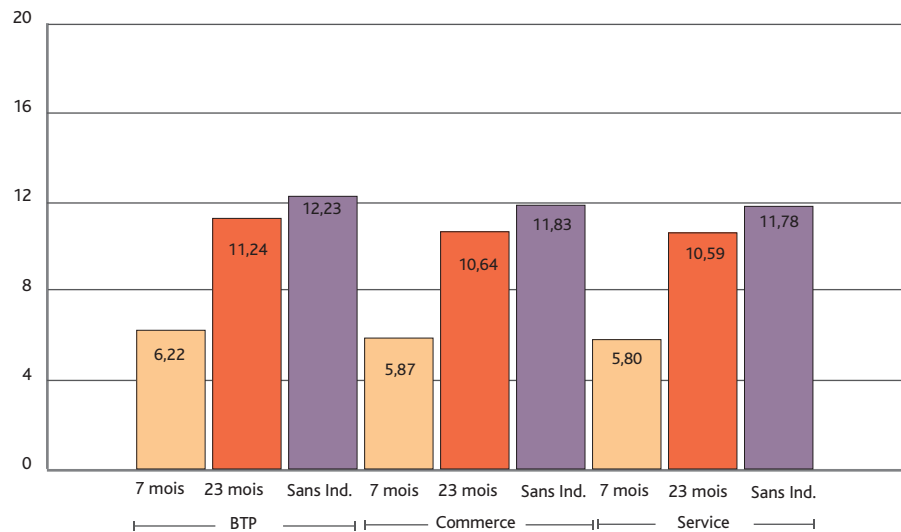
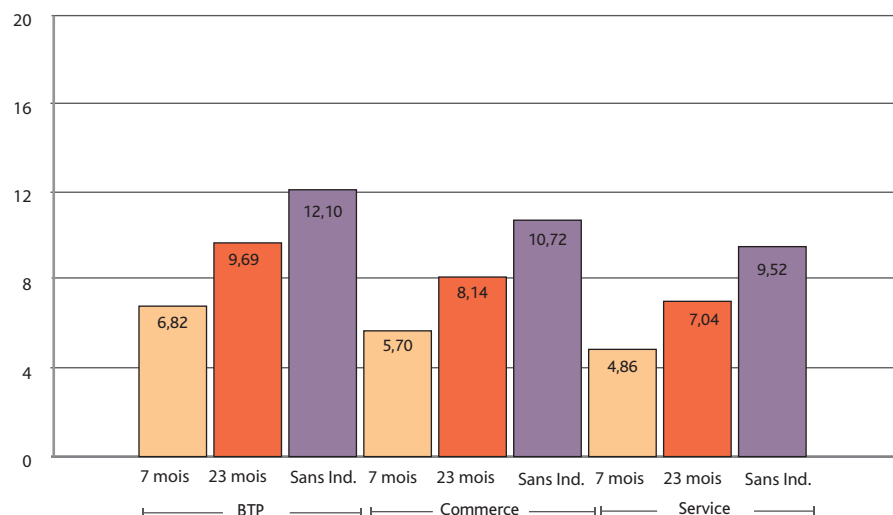
DURÉES PRÉDITES AVANT UNE PREMIÈRE AR EN 2006

FIGURE 6

DURÉES PRÉDITES AVANT UNE PREMIÈRE AR EN 2008

Les variables splines sur l'approche de la fin des droits donnent aussi des informations sur les incitations financières.

Les variables splines sur l'approche de la fin des droits donnent aussi des informations sur les incitations financières.

Après la fin de leurs droits, les demandeurs d'emploi ont tendance à retarder le moment où ils vont finalement exercer une activité réduite. La durée potentielle d'indemnisation a bien un impact négatif sur le risque d'exercer une activité réduite. Ainsi, cela pourrait valider implicitement l'hypothèse d'un effet de "reconstitution des droits de l'indemnisation", puisque les demandeurs pratiquent l'activité réduite, et reconstituent leurs droits, en fonction de la durée avant la fin de leurs indemnités.

Enfin, la pratique extensive d'activité réduite des intérimaires se différencie de celle des demandeurs d'emploi traditionnels. Leur pratique s'exerce systématiquement plus tôt pour les intérimaires que pour les inscrits relevant du statut général. Mais surtout nous observons que cet écart entre groupes a augmenté entre 2004 et 2008, soit avant et après la réforme du dispositif d'activité réduite de 2006. Même si cet écart se réduit l'année même de la réforme, ceci pourrait révéler implicitement l'intérêt financier supérieur qu'apporte la pratique pour les intérimaires, puisqu'ils ne sont pas soumis aux conditions de cumul, devenues plus contraignantes après 2006. Cette interprétation reste néanmoins à confirmer.

Ces premiers modèles ont permis de saisir les différentes caractéristiques influençant la pratique de l'activité réduite, et par là identifient les individus les plus amenés à la pratiquer. Leurs conclusions ont permis de corroborer plusieurs faits stylisés identifiés dans la littérature empirique. Par exemple, les femmes sont plus amenées à pratiquer une activité réduite que les hommes, ainsi que les demandeurs les plus jeunes ou les ouvriers et les employés. Il en est de même pour les intérimaires non soumis aux conditions de cumul et pour les demandeurs ayant déjà pratiqué une activité réduite dans un précédent épisode de chômage.

Afin de mieux étudier l'impact réel des mécanismes d'intéressement, il nous semble nécessaire d'étudier les pratiques d'activité réduite en considérant cette fois-ci les conditions de cumul.

LES PRATIQUES INTENSIVES

L'analyse des pratiques intensives de l'activité réduite se doit de tenir compte des conditions de cumul, et plus particulièrement des effets de seuil des mécanismes d'intéressement. Pour ce faire, nous étudierons trois dimensions. La première dimension porte sur la pratique d'une activité réduite de plus de 110 heures (section - *Durée avant l'exercice d'une activité réduite de plus de 110 heures*), la deuxième porte sur la distribution des heures en activité réduite (section - *La distribution des heures en activité réduite*) et la troisième sur la répétition des mois en activité réduite (section - *La répétition des mois en activité réduite*).

Durée avant l'exercice d'une activité réduite de plus de 110 heures

Afin de mieux comprendre les pratiques d'activité réduite de forme plus intensive, une première démarche a consisté à analyser la distribution des durées avant l'exercice d'une première activité réduite de plus de 110h au sein d'une demande d'emploi. Nous reportons à la section suivante l'inférence sur la distribution complète du nombre d'heures en activité réduite au cours des épisodes de chômage. Nous nous bornons à ne retenir ici que le seuil de 110h désignant le seuil horaire limite d'autorisation de cumul des deux sources de revenu. Rappelons encore une fois que cette contrainte horaire a été appliquée à partir de janvier 2006 : fixée jusque-là à 136h, elle est devenue alors plus contraignante pour les demandeurs relevant du régime général.

Comme notre but est d'améliorer notre compréhension du rôle des mécanismes d'intéressement du dispositif d'activité réduite, nous restreignons l'estimation aux seuls demandeurs percevant, au début de l'épisode, une indemnisation chômage. Néanmoins, nous utilisons un modèle à risque proportionnel de type exponentiel par morceaux. Ce modèle est similaire à celui utilisé pour les pratiques extensives (voir section *Méthodologie*), sauf que la variable dépendante est cette fois-ci la durée avant la pratique d'une activité réduite de plus de 110 heures. De même, l'estimation a été réalisée sur les flux de demandes de 2004, avant la mise en place de la réforme, renouvelée ensuite sur les flux de demande de 2006 et puis sur ceux de 2008, deux ans après l'application de la réforme.

Les déterminants de la fonction de hasard pour cette durée sont très similaires à ceux issus du tableau 1 se rapportant au temps écoulé avant d'exercer une première activité réduite, sans référence à un volume d'heures minimal particulier. C'est pourquoi nous ne reportons pas ici les résultats complets de l'estimation et nous nous contenterons de procéder à différentes prédictions de durée pour des profils inchangés comparables à ceux de la section - *Le rôle des mécanismes d'intéressement*. De nouveau, ces prédictions ont été réalisées pour les années 2004, 2006 et 2008 mais aussi en distinguant l'appartenance au régime général ou au régime intérimaire. La figure 7 résume ces prédictions calculées.

Si la réforme a conduit les demandeurs à infléchir leurs pratiques d'activité réduite, cette comparaison temporelle des durées espérées pourrait permettre de révéler et d'isoler un tel phénomène. Parmi les effets attendus, il y a la différenciation encore plus nette des durées pré-activité réduite de plus de 110h en 2006 et 2008 entre les indemnisés relevant du régime général et ceux intérimaires – non soumis aux contraintes horaires ni salariales – : les demandeurs similaires à ceux pratiquant en 2004 une activité réduite comprise entre 110h et 136h pourraient être incités dès 2006 à ne pas dépasser le volume horaire de 110h pour des raisons d'optimisation financière. Ceci aurait comme conséquence de retarder en moyenne le moment où la pratique intensive d'une activité réduite dépasse 110h, toutes choses égales par ailleurs.

Pour des profils similaires à la section - *Le rôle des mécanismes d'intéressement*, nous trouvons désormais des durées prédites plus faibles pour le profil des femmes comparativement à celui des hommes, plus particulièrement en 2008. Les prédictions pour un même profil sont relativement proches en 2004 et 2006 mais elles sont systématiquement réduites en 2008 de 5 à 8 mois. Même si le cycle d'affaires est contrôlé, cela pourrait être le résultat d'un effet de la crise de 2008. Enfin, les intérimaires exercent une activité réduite de plus de 110h systématiquement 9 mois plus tôt en moyenne comparés aux demandeurs du régime général.

Il est frappant de noter que cet écart varie très peu entre les années. Et, s'il a bien tendance à très légèrement augmenter entre 2004 et 2006 (d'un équivalent allant de 1 à 2 semaines), cet écart n'est pas

renforcé, voire même diminue en 2008 dans le cas du profil des femmes.

Concernant le temps d'accès avant d'entamer une pratique intensive d'au moins 110h, l'influence du changement de réglementation sur les pratiques d'activité réduite semble peu concluante.

La distribution des heures en activité réduite

Analyse descriptive

En première approche, nous avons représenté la distribution du nombre d'heures en activité réduite de manière non paramétrique, à l'aide d'histogrammes avec estimation par noyau. Nous l'avons reproduite pour différentes années de démarrage de la demande d'emploi, et surtout au cours des différents mois de chômage qui s'écoulent parmi les demandeurs encore au chômage. L'ensemble de ces graphiques est reporté en Annexe 1.

L'analyse descriptive de la distribution des heures au sein des mois d'activité réduite exercés à différents moments de l'épisode de chômage est organisée autour de cinq questions.

Q1 : Comment évoluent au cours d'un même épisode les pratiques intensives d'activité réduite ?

Nous commençons par considérer un échantillon de demandeurs "homogènes", à savoir des demandeurs du régime général restés au moins 6 mois au chômage. Ceci a été effectué de manière à pouvoir approcher l'évolution de leurs pratiques au cours des premiers mois de chômage sans que cela ne puisse être attribué à une déformation de la population de demandeurs (les demandeurs au sixième mois de chômage ne ressemblent plus en effet à l'ensemble des chômeurs présents au premier mois de chômage, car nombre d'entre eux -principalement les plus "employables"- sont sortis du chômage entre temps).

Nous représentons la distribution non-paramétrique des heures en activité réduite, exercée au cours des 1^{er}, 3^e, 6^e mois de chômage⁶ (cf. graphiques de la section **Annexe 1 : Au cours des 6 premiers mois de chômage**). Cette distribution est reproduite pour les demandes commencées en 2004, en 2006, en 2008 et en 2010. Nous remarquons sur les figures 14 à 17 de l'annexe 1 qu'une activité réduite exercée au cours du premier mois de chômage a toutes les chances d'être positionnée dans la partie basse de la distribution des

6. Il est à noter que nous ne reconstituons pas à proprement parler les distributions d'heures du 1^{er}, 2^e, 3^e mois, etc. en activité réduite. Néanmoins, la différence avec la reconstitution des distributions d'heures en activité réduite au cours des divers mois de chômage n'est en réalité pas fondamentalement différente. De fait, on retrouve(ra) par différentes méthodes et à travers différents paramètres que les demandeurs qui ont tendance à pratiquer moins d'activité réduite sont également ceux qui ont tendance à la pratiquer de façon moins intensive.

heures (50 % des activités réduites du premier mois présentent un nombre d'heures inférieur à 50, soit un 1/3 d'un temps plein). Au cours du 3^e mois de chômage, du 6^{ème}, etc., la distribution s'est nettement déplacée vers la droite : la médiane augmente de 25h dès le troisième mois de chômage, de 30h au cours du sixième, et ainsi de suite.

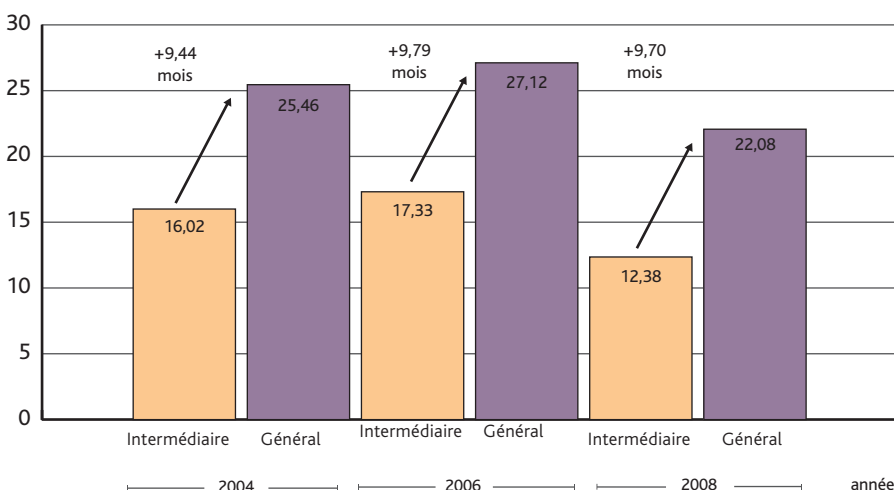
Le mode de plus en plus dominant est bien celui d'un temps plein, même si le temps partiel reste également un mode de plus en plus important dans la distribution des heures pour les demandeurs du régime général, indemnisés ou non, au fur et à mesure de l'épisode. A titre de comparaison, les demandeurs intérimaires présentent une distribution asymétrique unimodale autour du temps plein.

Si nous comparons cette distribution et son évolution au cours de l'épisode selon l'année d'inscription de la demande, il est frappant de constater

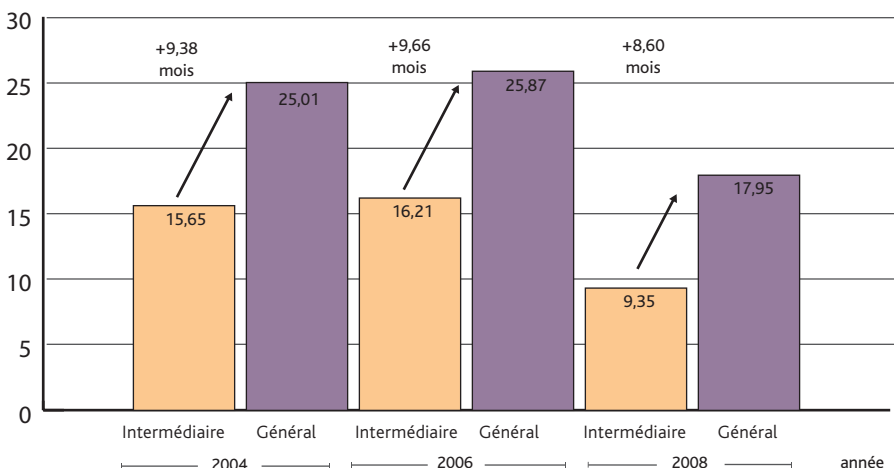
FIGURE 7

DURÉES PRÉDITES AVANT UNE PREMIÈRE AR DE PLUS 110H POUR DES DEMANDES DÉBUTANT EN 2004, 2006, 2008

Durée prédite avant une première AR de plus de 110h00
Homme indemnisé pour une durée de 23 mois recherchant dans le BTP



Durée prédite avant une première AR de plus de 110h00
Femme indemnisée pour une durée de 23 mois recherchant dans les services



la très grande stabilité de ces distributions entre 2004 et 2008. Les distributions des heures en activité réduite exercées par des demandeurs inscrits au chômage au cours de l'année 2010 montrent en revanche un déplacement sensible vers le haut, en particulier dès le premier mois de chômage, qui pourrait être l'une des conséquences de la crise. L'estimation économétrique conditionnelle des densités qui est présentée ultérieurement, et dont l'objectif principal sera d'évaluer l'effet de la réforme sur la distribution des heures, pourra confirmer ces tendances résultant d'estimations non paramétriques

Q2 : La réforme plus restrictive de 2006 sur les possibilités de cumul (partiel) des revenus tirés de l'activité réduite et de l'allocation chômage a-t-elle modifié les pratiques intensives d'activité réduite ?

Une comparaison grossière dans le temps de l'estimation non paramétrique des distributions d'heures en activité réduite au cours du 6^{ème} mois entre les demandeurs indemnisés du régime général et intérimaire - différenciés eux-mêmes au sein de chaque régime selon la filière courte ou longue d'indemnisation - inscrits avant (2004), pendant (2006) et après la réforme (2008 et 2010) va permettre de donner des premiers éléments de réponse. Ces distributions sont présentées en **Annexe 1 sur les figures 26 à 29**. Nous voyons bien apparaître une légère inflexion de la courbe autour du seuil de 110h en 2006 et disparaître celle juste avant 136h présente en 2004, au moins pour la catégorie des demandeurs indemnisés sur longue période (2 ans ou plus). Cette inflexion

s'exprime par un sursaut juste avant 110h ainsi que par une baisse significative juste après le seuil de 110h. Elle n'est présente que chez les demandeurs d'emploi relevant du régime général et non chez les demandeurs relevant du régime des intérimaires, ce qui n'est pas surprenant puisque la réforme de 2006 n'a touché que les conditions de cumul des demandeurs du régime général. Néanmoins, cette inflexion semble disparaître aussi bien en 2008 qu'en 2010. De plus, si nous comparons avec la distribution des heures la même année pour les demandeurs non indemnisés relevant du régime général - et donc non concernés par la réglementation sur le cumul des sources de revenu -, la différence est très ténue. Il est indispensable de vérifier si l'estimation de la densité du nombre d'heures en conditionnant par l'ensemble des variables explicatives confirme réellement l'absence d'une inflexion significative et persistante autour du seuil de 110h. Au moins au niveau de la marge intensive de l'activité réduite, les demandeurs d'emploi pourraient avoir davantage tendance à subir les conditions d'embauche en activité réduite plutôt qu'à adapter leurs pratiques d'activité réduite afin d'optimiser les conditions de cumul des différents revenus.

Q3 : Est-ce que les pratiques (intensives) d'activité réduite sont comparables entre les demandeurs d'emploi indemnisés et ceux qui ne le sont pas ?

A partir des mêmes graphiques 26 à 29, nous pouvons également procéder à une comparaison des distributions des heures d'activité réduite entre les demandeurs indemnisés des filières courte et longue et des demandeurs non indemnisés (au cours des différentes années). Les différents graphiques de distribution semblent surtout montrer des différences dans la première partie de la distribution, au moins pour les demandes de 2004 et 2006 : les activités réduites à faible volume horaire - moins de 30h - sont davantage représentées chez les demandeurs non indemnisés pratiquant une activité réduite au cours de leur sixième mois de chômage ; en revanche le mode à mi-temps est moins prononcé que chez les demandeurs indemnisés. Il est toutefois très net que la distribution des heures d'activité réduite au delà de 90h pour les demandeurs non indemnisés est très similaire à celle des demandeurs indemnisés, que ce soit autour du seuil de 110h aussi bien qu'au niveau du mode dominant du temps plein (150h). Pour compléter cette analyse, nous avons reporté dans le tableau 2 certains quantiles sur ces distributions (ici pour des demandes de 2007) qui semblent

finalement confirmer que la perception d'une allocation chômage et les possibilités de cumul avec les revenus d'activité réduite ne modifient pas en profondeur les pratiques intensives et ne déforment pas en tout cas, la distribution des heures, au moins dans la deuxième partie de la distribution. Cela laisse penser que les demandeurs d'emploi seraient globalement là-encore dans une situation où ils subiraient l'activité réduite.

Q4 : La crise de 2008 a-t-elle modifié les pratiques d'activité réduite ?

Nous souhaitons évaluer l'impact du choc qu'a pu représenter la crise de 2008 sur les conditions et les pratiques d'exercice d'une activité réduite. En préambule, rappelons que dans tous les modèles explicatifs mis en œuvre sur les demandes d'emploi dans différentes régions françaises et entamées au cours d'années différentes - entre 2004 et 2011 -, l'effet des conditions économiques et de ses évolutions a toujours été contrôlé à travers un taux de chômage régional évoluant au cours de l'épisode de chômage. Ici nous nous attardons plutôt sur un effet de nature plus structurelle qui dépasse un simple effet conjoncturel et pourrait être révélateur d'un choc modifiant les pratiques d'activité réduite ainsi que les conditions d'embauche de la part des entreprises. Avant de procéder à des analyses plus approfondies, nous avons, dans le tableau 3, simplement reproduit les quantiles de la partie haute de la distribution du nombre d'heures des activités réduites exercées au cours du 1^{er}, 3^e, 6^e mois pour les demandeurs restés au chômage au moins 6 mois et au cours du 12^e mois pour les demandeurs restés au chômage au moins 12 mois. Les demandes d'emploi entamées au cours de 3 années différentes ont été sélectionnées (2007, avant la crise, 2009, au moment de la crise, 2011, après la crise).

Il ressort du tableau 3 qu'il y a bien eu un changement de pratiques qui a conduit les demandeurs à se positionner davantage sur la partie haute de la distribution des heures - après la crise. C'est particulièrement vrai pour des activités réduites qui sont exercées plus tard dans l'épisode de chômage. Nous constatons par exemple que 25 % des activités réduites exercées au 12^e mois sont au moins à temps plein (en augmentation de 16h par rapport à 2007, avant la crise) et ces changements ont perduré après la crise. Ce choc reste néanmoins à confirmer. Il pourrait tout aussi bien être le résultat de changements de pratiques que de nouvelles conditions imposées par les entreprises.

TABLEAU 2

DISTRIBUTION DU NOMBRE D'HEURES EN AR SELON QUE L'ON EST INDEMNISÉ OU NON

	Non indemnisé	Indemnisé
	2007	2007
Au cours du 1^{er} mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)		
Médiane (50 %)	51h00	52h00
Q75 (75 %)	87h00	87h00
Q90 (90 %)	130h00	124h50
Au cours du 3^e mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)		
Médiane (50 %)	72h00	76h00
Q75 (75 %)	120h00	120h00
Q90 (90 %)	152h00	152h00
Au cours du 6^e mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)		
Médiane (50 %)	80h00	81h00
Q75 (75 %)	130h00	131h00
Q90 (90 %)	152h00	153h00

TABLEAU 3

IMPACT DE LA CRISE SUR LA DISTRIBUTION DU NOMBRE D'HEURES EN AR

	Avant crise	Crise	Après crise
	2007	2009	2011
Au cours du 1^{er} mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)			
Médiane (50 %)	51h00	50h00	52h00
Q75 (75 %)	87h00	86h00	90h00
Q90 (90 %)	126h00	123h00	128h00
Au cours du 3^e mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)			
Médiane (50 %)	75h00	75h00	78h00
Q75 (75 %)	120h00	120h00	126h00
Q90 (90 %)	152h00	152h00	152h00
Au cours du 6^e mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 6 mois</i>)			
Médiane (50 %)	80h00	85h00	86h00
Q75 (75 %)	131h00	140h00	140h00
Q90 (90 %)	152h00	156h00	157h00
Au cours du 12^e mois de chômage (<i>Demandeurs au chômage plus de 12 mois</i>)			
Médiane (50 %)	84h00	92h00	94h00
Q75 (75 %)	134h00	149h00	150h00
Q90 (90 %)	152h00	158h00	159h00

Q5 : Est-ce que les constats précédents s'appliquent également pour des chômeurs de plus longue durée (à 12 ou 24 mois) ?

En considérant des demandeurs à plus longue durée - de 12 ou 24 mois minimum - (graphiques 18 à 25 en Annexe 1), nous retrouvons un résultat robuste quelle que soit l'année du début de la demande (2006, 2008 ou 2010) : plus un demandeur reste longtemps au chômage, plus ses pratiques d'activité réduite évoluent vers le temps plein.

Néanmoins, des différences surviennent selon les années ou selon le temps passé au chômage. Cette tendance s'est amplifiée entre 2006 et 2010 : la proportion de temps plein est ainsi systématiquement plus élevée en 2010 qu'en 2006 que les demandeurs soient à 6, 12 ou 24 mois de chômage.

De plus, le mode à temps partiel (autour de 75 h) s'affirme pour ces chômeurs de longue durée comme un mode de plus en plus dominant au cours de l'épisode de chômage. Lorsque nous considérons la pratique d'activité réduite au cours du 6^e ou du 12^e mois de chômage, la proportion de temps plein en activité réduite est plus faible pour les demandeurs qui resteront au moins 24 mois au chômage par rapport à ceux qui resteront au moins 12 mois. Dans ce dernier résultat, pourrait ainsi se retrouver une partie d'un effet "durée de chômage" que nous allons aborder dans l'analyse des facteurs agissant sur la distribution des heures à l'aide d'une modélisation économétrique.

Finalement, les effets de seuil à 110h - c'est-à-dire les processus d'accumulation juste avant 110h et de forte baisse juste après - semblent davantage visibles à 12 mois, et encore plus à 24 mois, pour les demandes de 2006. Il est néanmoins frappant de noter que ces effets s'estompent en 2008 et disparaissent là encore complètement en 2010.

Spécification économétrique

Pour préciser l'analyse des distributions des heures en activité réduite, nous avons également réalisé une estimation très flexible mais qui présente l'avantage de pouvoir prendre en compte l'influence d'un grand nombre de facteurs individuels, autorisant des comparaisons entre des distributions, tout en contrôlant les effets de composition.

Cette méthode a été développée par Donald, Green & Paarsch (2000) pour estimer et comparer des distributions de salaires. L'idée est de reprendre le cadre des modèles de durée centrés autour d'une fonction de hasard qui fait alors l'objet d'une estimation en plusieurs "morceaux" afin de reconstituer de manière très flexible la vraie distribution ici des heures d'activité réduite, là des salaires. Ces morceaux résultent d'un découpage fin du nombre d'heures qui peuvent être exercées en activité réduite. Pour évaluer l'importance des mécanismes d'intéressement et l'impact de la réforme sur les pratiques d'activité réduite, cette démarche semble particulièrement appropriée. En effet, d'une année sur l'autre - par exemple, avant et après une réforme -, on peut ainsi repérer si le risque que l'activité réduite s'exerce au cours d'un intervalle d'heures a baissé ou augmenté - juste avant 110h/136h, juste après 110h/136h suivant les modifications induites par la réforme.

La manière dont on introduit les facteurs explicatifs dans ce cadre devient naturelle : elle modifie de manière multiplicative le hasard mais l'idée est qu'elle peut aussi le modifier différemment selon l'endroit où l'on se trouve sur l'échelle des heures (cela participe à la flexibilité de la méthode puisque l'hypothèse de "proportionnalité du hasard" est relâchée de cette façon). Un nouveau découpage est alors à nouveau appliqué mais celui-ci est moins fin, plus "grossier".

L'inconvénient est que l'interprétation des effets n'est plus forcément évidente et mérite donc que nous nous y attardions par une présentation intuitive. On peut en effet considérer qu'intuitivement, la demande d'un nombre d'heures en activité réduite est déterminée

séquentiellement : par le découpage de l'échelle du nombre d'heures exercées en activité réduite en intervalles, on modélise la probabilité instantanée de pouvoir exercer un nombre d'heures compris dans un intervalle en sachant qu'on ne s'est pas retrouvé en situation contrainte (ou subie) d'accepter une activité réduite dans un intervalle d'heures inférieur. La notion de hasard (ou de risque de sortie) dans les modèles de durée peut ainsi être mobilisée pour révéler la présence de contraintes subies dans l'exercice d'activité réduite.

Le découpage "grossier" retenu est arbitraire mais a pour but de bien différencier les intervalles d'heures réduits (moins d'un mi-temps) des intervalles aux nombres d'heures proches du temps plein. On distingue ainsi "moins de 40h", "entre 40h et 79h", "entre 80h et 119h" et "plus de 119h".

En partant du postulat que les demandeurs, dès lors qu'ils pratiquent déjà (et régulièrement) une activité réduite, préfèrent consacrer le plus d'heures possibles à sa pratique, les contraintes apparaissent d'autant plus fortes qu'elles interviennent sur les intervalles désignant de faibles nombres d'heures travaillées.

On va pouvoir identifier, par l'effet des variables agissant sur le risque de sortie (et donc sur le nombre d'heures en activité réduite finalement exercées) et pouvant varier sur chaque intervalle, des profils de demandeurs, qui par leurs caractéristiques accèderaient plus difficilement aux intervalles du nombre d'heures les plus importants car "risquant" de sortir "plus tôt" dans les premières séquences d'heures exercées. Détaillons désormais formellement la méthode en reprenant pour l'essentiel la présentation de Donald et al. (2000). Considérons une variable aléatoire non négative, h , distribuée suivant une loi caractérisée indifféremment par une fonction de densité de probabilité $f(h)$, une fonction cumulative notée $F(h)$ ou encore la fonction de risque, (h) . Il est bien connu que cette dernière fonction peut en effet être une représentation alternative de la loi de distribution en rappelant :

$$\theta(h) = \frac{f(h)}{1 - F(h)} \equiv \frac{f(h)}{S(h)} \quad (3)$$

où $S(h)$ représente la fonction de survie, et h représente ici le nombre d'heures exercées au cours d'un mois d'activité réduite. Les facteurs explicatifs qui peuvent déformer cette distribution sont alors introduits en recourant au cadre usuel des modèles conditionnels à hasards proportionnels :

$$\theta(h|x) = \theta_0(h) \exp(g(x, \beta)), \quad (4)$$

où $\theta_0(h)$ représente le hasard de base qui est défini, de manière flexible, par un découpage fin du support de h en J intervalles distincts :

$$\theta_0(h) = \theta_{0j} \text{ si } h \in [h_j, h_{j+1}), \text{ noté } \Omega_j, \text{ pour } j = 1, \dots, J.$$

Dans cette modélisation paramétrique aussi flexible que possible, on permet également aux variables explicatives de pouvoir agir différemment sur le hasard suivant le niveau d'heures considéré.

Cela conduit à retenir un second découpage - cependant moins détaillé dans ce cas - de l'échelle des heures possibles, avec la définition de P intervalles distincts sur le support de h , $[h_p, h_{p+1})$, noté Ω_p pour $p = 1, \dots, P$ et à définir alors la fonction $g(x, \beta)$ de la manière suivante :

$$g(x, \beta) = \sum_{p=1}^P I_{\{[h_p, h_{p+1})\}} x \beta_p, \quad (5)$$

où $I_{\{ \cdot \}}$ est la fonction indicatrice prenant la valeur 1 si l'expression entre parenthèses est vraie, et 0 sinon.

Donald et al. (2000) soulignent que ce dernier choix de modélisation permet de s'affranchir de la contrainte de proportionnalité des risques. De plus, ils imposent sur ce double découpage en intervalles la contrainte suivante : $\Omega_j \cap \Omega_p = \emptyset$ pour tout $j \neq p$.

En pratique, le choix des intervalles pour le hasard de base a été dicté d'abord par la démarche heuristique détaillée dans Donald et al. (2000, p. 615) qui se laissent le choix de spécifier des intervalles de taille différente, plus larges aux extrémités de la distribution. Nous avons choisi entre les 5^e et 95^e percentiles de la distribution un découpage de fréquence de 10h pour la plupart des cas⁷, mais en aménageant spécifiquement les intervalles autour des deux seuils de cumul, 110h et 136h. Il correspond à la suite décrite ci-dessous où les intervalles avant/ après les deux seuils sont bien différenciés (par ailleurs, dans certaines distributions empiriques observées, les derniers intervalles ne seront pas retenus) :

[5; 15],]15; 25],]25; 35],]35; 45],]45; 55],]55; 65],
]65; 75],]75; 85],]85; 95],
]95; 100],]100; 109],]109; 119],]119; 129],]129; 135],
]135; 145],]145; 155],]155; 165].

Le découpage plus grossier retenu pour les variables explicatives comprend 4 intervalles, déjà évoqués précédemment et censés différencier les intervalles d'heures réduites des intervalles aux nombres d'heures s'approchant du temps plein.

La probabilité d'observer un nombre d'heures en activité réduite appartenant au j -ème intervalle est alors donnée par le produit de la probabilité d'observer un volume horaire supérieur au $(j - 1)$ ème intervalle et de la probabilité conditionnelle d'observer un nombre d'heures compris dans le j ème intervalle, tout en sachant que le volume horaire sera forcément plus grand que la borne maximum de $[h_{j-1}, h_j)$:

$$f(h_j|x) = S(h_{j-1}|x) \cdot \theta(h_j|x). \quad (6)$$

Cette démarche de discrétisation revient alors à redéfinir une fonction de hasard discrète où l'on retient, comme dans la suite des modélisations présentées, la spécification complémentaire log-log :

$$\theta(h_j|x) = 1 - \exp \left\{ - \exp \left(\gamma_j + \sum_{p=1}^P I_{\{h_j \in \Omega_{p(j)}\}} x \beta_p \right) \right\}, \quad (7)$$

où θ_{0j} est reparamétrisée :

$$\theta_{0j} = \exp(\gamma_j), \quad (8)$$

et où $\Omega_{p(j)}$ représente l'ensemble des heures correspondant au p ème intervalle qui est lui-même associé au j ème intervalle.

On peut alors formuler le logarithme de la fonction de vraisemblance pour l'ensemble des heures observées un mois donné en activité réduite :

où le nombre d'heures observées pour le demandeur i exerçant une activité réduite appartient à l'intervalle $[h_{ji}, h_{ji+1})$.

Étant donnée l'estimation des paramètres $\hat{\gamma}, \hat{\beta}$, on peut alors recouvrer une estimation des différentes fonctions caractérisant la distribution des heures en activité réduite. En particulier, on estime la fonction de densité en h_j par la différence des fonctions de survie estimées :

$$\hat{f}(h_j|x) = \hat{S}(h_j|x) - \hat{S}(h_{j+1}|x) \quad (10)$$

où

$$\hat{S}(h_j|x) = \exp \left[- \sum_{l=1}^{j-1} \left(1 - \exp \left\{ - \exp \left(\hat{\gamma}_l + \sum_{p=1}^P I_{\{h_l \in \Omega_{p(l)}\}} x_l \hat{\beta}_p \right) \right\} \right) \right] \quad (11)$$

7. Un autre découpage, plus fin, a également été retenu d'une fréquence de 5h mais qui ne modifie pas les résultats.

Distributions conditionnelles des heures en activité réduite

Par rapport à l'analyse descriptive, l'application de la méthode de Donald et al. (2000), en contrôlant l'ensemble des facteurs socio-économiques et conjoncturels qui agissent sur la marge intensive des pratiques d'activité réduite, permet d'éviter une possible et sévère déformation de la distribution individuelle des heures en activité réduite, résultat d'une agrégation – on parle de mélange – des distributions d'heures de travail de demandeurs hétérogènes. Avec le découpage fin de l'échelle des heures de travail en activité réduite, l'estimation sans biais des morceaux du hasard (de base) sur chaque intervalle de temps, outre qu'elle contribue à la représentation de la densité de probabilité des heures pratiquées par chaque demandeur, va permettre une analyse "locale" des comportements individuels, en particulier autour des seuils horaires de cumul (110h et 136h). L'idée est donc ici de se concentrer sur l'analyse graphique des densités conditionnelles du nombre d'heures exercées en activité réduite – étant donné l'exercice d'une activité réduite au cours d'un mois donné au cours d'une année donnée – en repérant en particulier les modes dominants de la distribution et l'existence éventuelles de points d'inflexion autour de 110h, à partir des demandes inscrites en 2006 et au-delà. Les résultats obtenus permettent d'apporter un éclairage complémentaire sur les pratiques intensives d'activité réduite et sur la place réelle des mécanismes d'intéressement au cœur de ces pratiques.

FIGURE 8

DENSITÉS CONDITIONNELLES DES HEURES EXERCÉES D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN 2005-2006

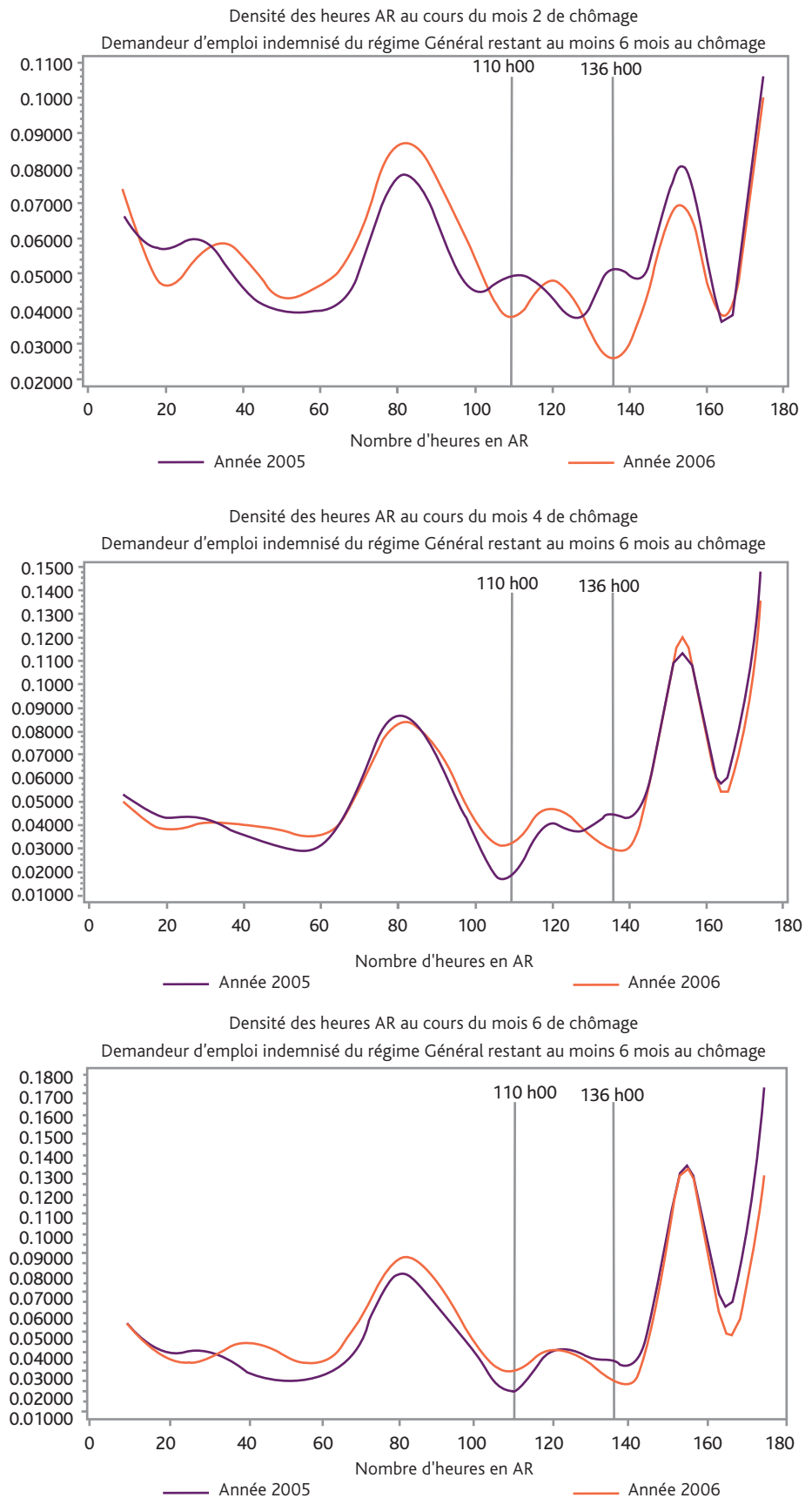
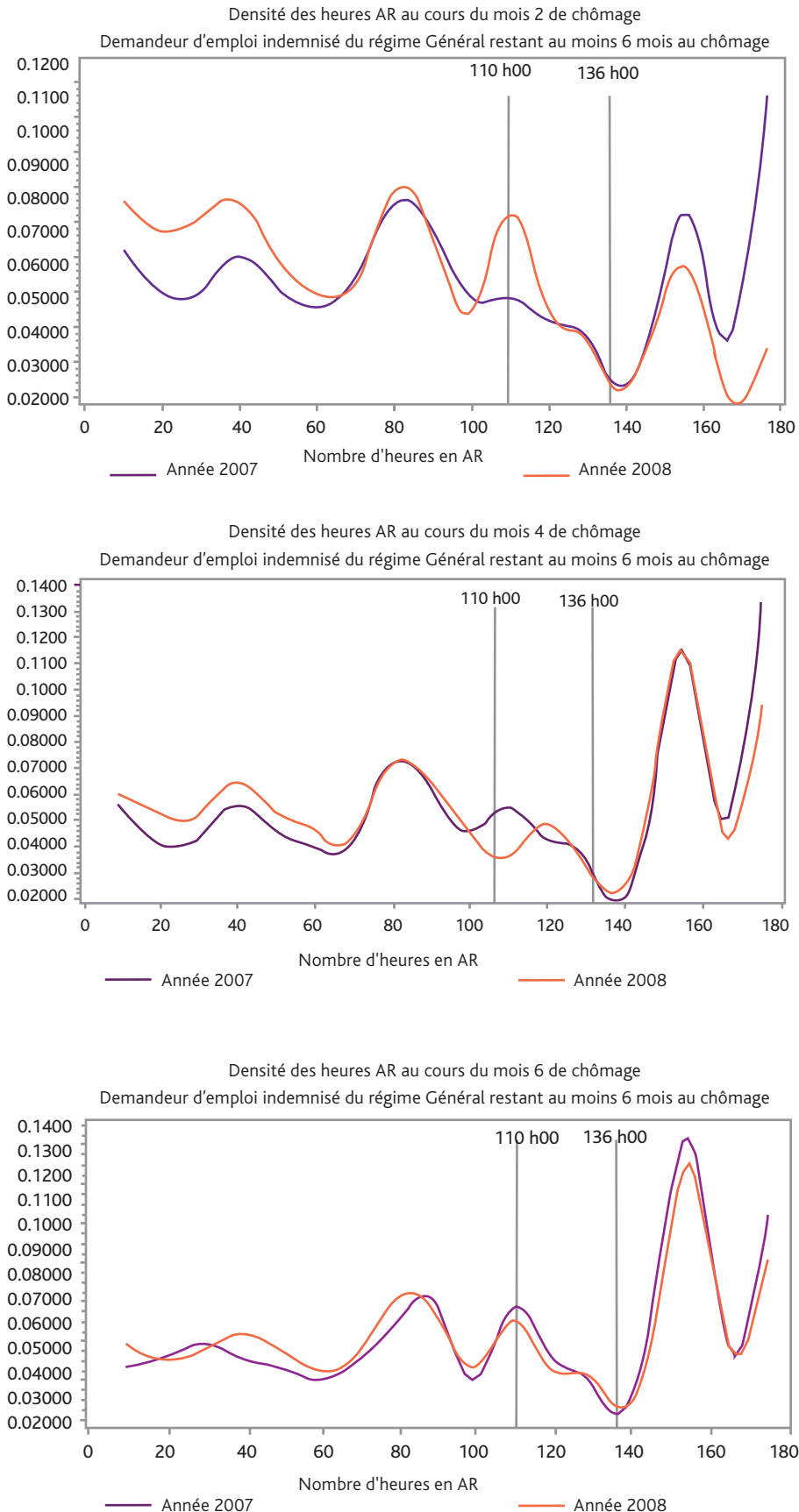


FIGURE 9

DENSITÉS CONDITIONNELLES DES HEURES EXERCÉES D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN 2007-2008



A des fins de comparaisons, les densités conditionnelles sont prédites et représentées (figures 8 à 10) pour un même et unique profil, plus précisément le profil 1, déjà évoqué dans la section - *Le rôle des mécanismes d'intéressement*, c'est-à-dire un homme, de 25-30 ans avec un diplôme de niveau V, ouvrier qualifié recherchant un emploi dans le BTP. Ces densités sont issues d'estimations réalisées sur des sous-échantillons de demandeurs d'emploi inscrits au chômage au cours d'une des années comprises entre 2004 et 2011, tous restés au moins 6 mois au chômage, et qui présentent tous une pratique minimale d'activité réduite. Ils sont par ailleurs tous indemnisés, dans le cadre du régime général, de manière à pouvoir analyser leurs réponses éventuelles aux incitations du dispositif d'activité réduite. Les enseignements que nous pouvons tirer de ces graphiques sont donc relatifs à ce strict cadre. Même si plusieurs spécifications ont déjà été réalisées, une démarche de robustesse devrait néanmoins compléter ce premier travail et d'autres distributions conditionnelles d'heures en activité réduite mériteraient d'être estimées à partir de sous-échantillons de demandeurs indemnisés aux anciennetés de chômage, soit plus courtes, soit plus longues que 6 mois. Néanmoins, ces résultats demeurent instructifs et permettent de renforcer certaines réponses aux questions posées lors de l'analyse descriptive. Pour repérer plus facilement s'il y a eu des changements de l'intensité des pratiques d'activité réduite en raison de la réforme de 2006 et en raison de la crise de 2008, nous avons regroupé sur la figure 8 les densités de 2005 et 2006, juste

avant et juste après la réforme du dispositif d'activité réduite, puis représenté sur la [figure 9](#) les densités des années 2007 et 2008, et enfin réuni sur la [figure 10](#) les densités des années 2009 à 2011 de crise économique.

L'estimation conditionnelle des densités confirme le premier résultat obtenu à partir de l'estimation non paramétrique, à savoir que les demandeurs d'emploi qui ont tendance à pratiquer tôt une activité réduite au cours de leur épisode de chômage le font de manière moins intense. En effet, entre 2005 et 2008, nous retrouvons systématiquement les deux modes dominants du temps de travail en activité réduite, à mi-temps (75/80h) et à temps-plein (150h), le second prenant le pas sur le premier entre le deuxième mois et quatrième mois de chômage. Cette tendance s'amplifie même au sixième mois.

De nouveau, durant les années de crise, nous observons un net déplacement vers la droite de la distribution des heures. Ainsi, sur [le graphique 10](#), dès le deuxième mois de chômage en activité réduite, le temps plein en activité réduite est déjà le mode dominant de la distribution des heures. Au sixième mois, la probabilité qu'un demandeur de ce profil exerce une activité réduite pour un volume horaire autour de 150h se situe entre 15 et 17 % alors qu'elle n'atteignait que 12 à 13 % les années antérieures.

Par conséquent, nos estimations conditionnelles semblent aussi confirmer que la crise économique débutant en 2008 aurait modifié les pratiques d'activité réduite en les rendant plus intensives, en s'approchant voire dépassant le temps plein.

FIGURE 10

DENSITÉS CONDITIONNELLES DES HEURES EXERCÉES D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN 2007-2008

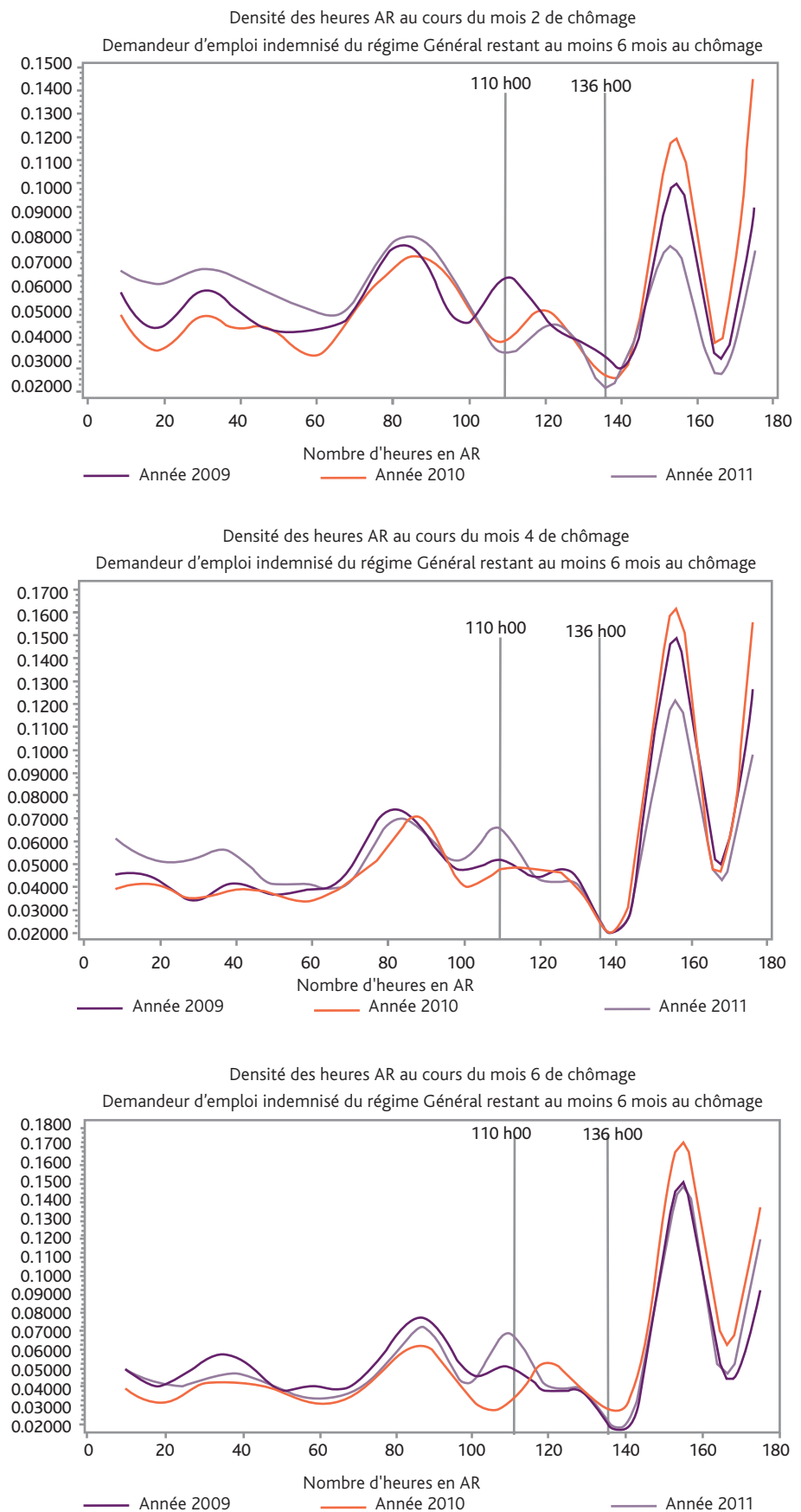
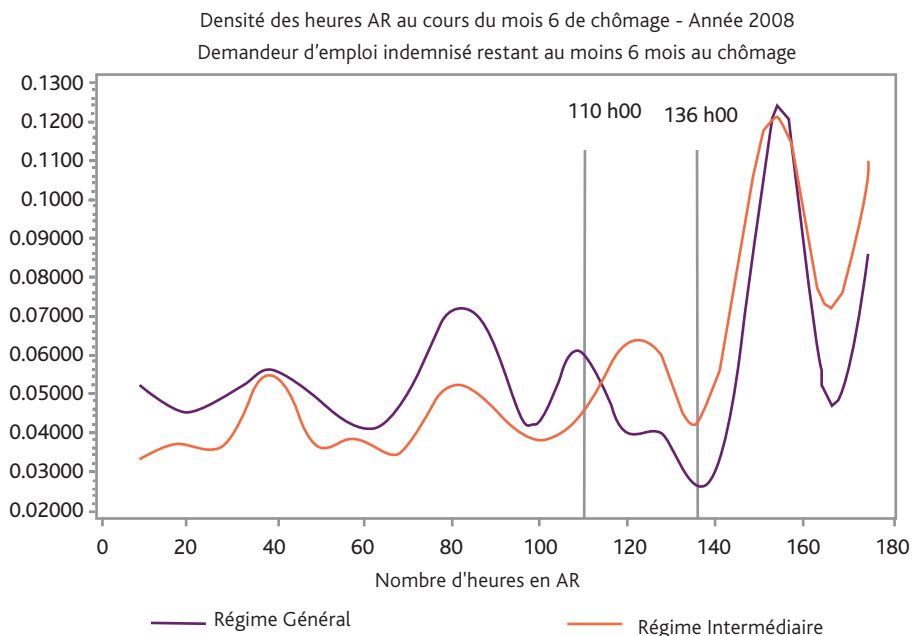


FIGURE 11

DENSITÉS CONDITIONNELLES DES HEURES EXERCÉES D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN 2008 POUR LES DEMANDEURS DU RÉGIME GÉNÉRAL ET DU RÉGIME DES INTÉRIMAIRES

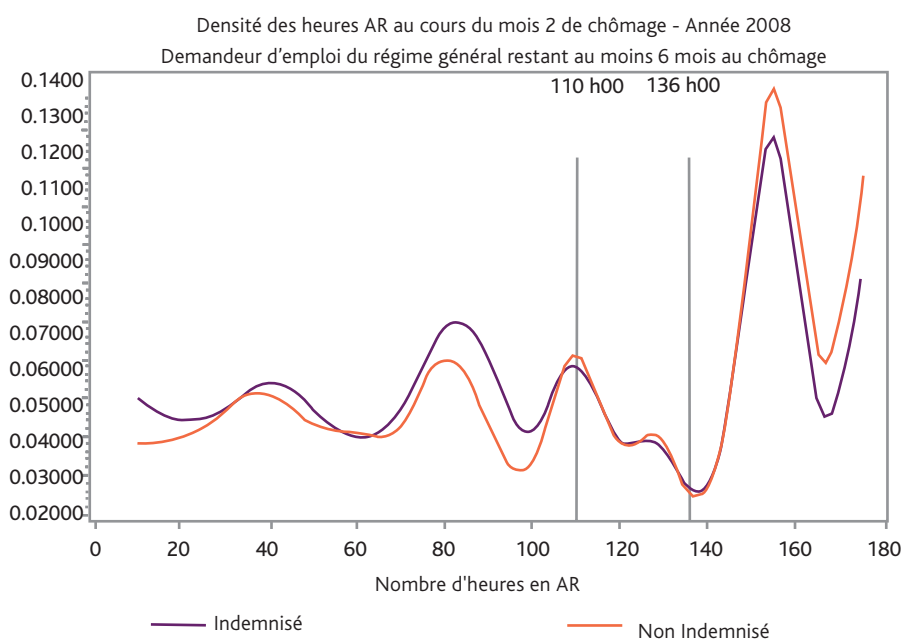


Concernant les effets de la réforme de 2006 sur l'intensité de la pratique de l'activité réduite, la réponse que nous pouvons apporter est plus mitigée. L'analyse descriptive non paramétrique suggérerait l'absence d'une inflexion significative et persistante autour du seuil de 110h. Une fois l'hétérogénéité des demandeurs d'emploi prise en compte à l'aide de nos estimations économétriques, il n'est observé aucune inflexion autour de 110h - un saut juste avant 110h puis une chute juste après - lorsque nous considérons la première année d'application de la réforme (2006), que l'activité réduite se déroule au deuxième, quatrième ou sixième mois de chômage.

En revanche, au cours des deux années suivantes, l'inflexion est nette au cours du sixième mois chômage et est bien présente aussi bien en 2007 qu'en 2008, contrairement à l'analyse non paramétrique. Au cours des mois précédents de l'épisode, elle est très présente en 2008 pour des activités réduites exercées au deuxième mois de chômage, même si c'est de manière moins flagrante en 2007. A ce stade, nous pouvons supposer qu'il a fallu un temps minimum pour que les demandeurs prennent réellement connaissance de ces mécanismes de seuil et adaptent en conséquence leurs pratiques intensives d'activité réduite. Toutefois, la mise en évidence de points d'inflexion autour de 110h pourrait manifester des pratiques spécifiques, communes à l'ensemble des demandeurs, ceteris paribus, sans qu'elles soient forcément imputables à des effets de seuil et à des réponses aux mécanismes d'intéressement.

FIGURE 12

DENSITÉS CONDITIONNELLES DES HEURES EXERCÉES D'ACTIVITÉ RÉDUITE EN 2008 POUR LES DEMANDEURS DU RÉGIME GÉNÉRAL INDEMNISÉS ET NON-INDEMNISÉS



D'ailleurs, les densités des heures pour les années de crise ne prolongent pas – au moins systématiquement – de telles pratiques : entre 2009 et 2011, à quelques exceptions près (1 année sur les trois), les pratiques intensives autour de 110h n'exhibent plus de saut juste avant ce seuil et surtout présentent des hausses de probabilité autour de 120h dans certains cas. Il est possible que cette absence de robustesse soit alors la manifestation des conséquences de la crise et du fait que les demandeurs se retrouvent ainsi contraints dans leur choix du nombre d'heures de travail en activité réduite.

C'est pourquoi, pour nous convaincre ou non que l'inflexion la plus nette, de 2008 au cours du 6^e mois de chômage, pourrait résulter d'une adaptation des pratiques à la nouvelle réglementation et des effets de seuil engendrés, nous avons, comme lors de l'analyse descriptive, procédé à la comparaison des distributions des heures, cette fois-ci conditionnelles, des demandeurs indemnisés au sein du régime général et des demandeurs indemnisés au titre du régime des intérimaires et donc non soumis aux contraintes horaires de cumul. Cette comparaison est illustrée par la figure 11.

Nous constatons que l'inflexion autour de 110h, repérée pour les demandeurs du régime général, n'est absolument pas observée chez les demandeurs du régime intérimaire. A l'opposé de la chute de probabilité sur l'intervalle 110h-130h, nous observons un saut de probabilité décalé pour les demandeurs intérimaires. Cette différence de pratique entre ces deux catégories de demandeurs semblerait ainsi confirmer notre première interprétation d'un ajustement des demandeurs du régime général aux conditions de cumul. Toutefois, la comparaison des distributions des heures des demandeurs du régime général indemnisés avec celles des demandeurs du régime général mais ne bénéficiant d'aucune indemnité et donc non concernés par les effets de seuil du dispositif d'activité réduite remet quelque peu en cause cette conclusion ou du moins suscite des interrogations quant à sa pertinence. Cette nouvelle comparaison entre demandeurs indemnisés et non indemnisés du régime général est illustrée par la figure 12. Il ressort alors une représentation très proche des deux densités, avec la même inflexion autour de 110h pour la densité des heures de travail en activité réduite des demandeurs non indemnisés.

C'est pourquoi, afin d'avoir un autre angle de vue, nous avons utilisé une méthode d'appariement pour comparer les comportements de pratiques intensives des demandeurs du régime général et du régime intérimaire, dans la section suivante.

Comparaison des pratiques entre demandeurs du régime général et intérimaire : une approche par appariement.

Cette section apporte un éclairage complémentaire sur l'impact de la réforme sur les pratiques intensives d'activité réduite des demandeurs concernés. Même si elle délaisse la distribution des heures de travail et ne se concentre que sur le premier moment de cette distribution, cette approche étend l'analyse en effectuant l'évaluation en différents mois de la demande d'emploi pour des chômeurs de plus ou moins longue durée.

Méthodologie et hypothèses

Le point de départ consiste tout d'abord à regarder si les pratiques intensives des demandeurs relevant du régime général et donc soumis à une réglementation "contraignante" diffèrent de celles des demandeurs intérimaires qui eux ne sont soumis à aucune réglementation. Cette question peut être abordée comme un problème standard d'évaluation d'effet causal de traitement. On mesure alors l'effet moyen "du traitement" - le traitement, noté D , représente implicitement la présence de contraintes horaires sur le temps de travail en activité réduite afin de pouvoir cumuler allocation chômage et revenus d'activité réduite - sur une variable de résultat Y représentant ici le nombre d'heures de travail au cours d'un mois de chômage consacré à l'exercice d'une activité réduite. Pour un demandeur "traité" (c'est-à-dire indemnisé relevant du régime général), cette mesure est donnée par :

$$ATT = E(Y_1 - Y_0 | D = 1). \quad (12)$$

Elle correspond à la différence attendue du nombre d'heures travaillées en activité réduite en présence et en l'absence de contraintes horaires (respectivement Y_1 et Y_0). Pour un demandeur traité, la première variable renvoie à une situation observée (où $Y_1 = Y$), la seconde, à une situation contrefactuelle, jamais réalisée. L'idée ici, comme cela est standard dans toute analyse d'évaluation, est de reconstituer/estimer la situation contrefactuelle inobservable de chaque individu traité, c'est-à-dire le nombre d'heures de travail qu'effectuerait le demandeur en activité réduite occupé au cours du

mois s'il n'était finalement pas soumis aux contraintes horaires de cumul. De cette manière, on peut alors simplement estimer l'effet causal moyen du traitement comme la moyenne des différences entre Y_1 et Y_0 (équation 12).

Plusieurs méthodes existent pour estimer les situations contrefactuelles. Nous retenons des estimations par appariement (matching) qui sont désormais des outils standard dans les démarches d'évaluation. Elles sont basées sur l'idée de comparer les résultats de demandeurs aussi similaires que possibles à l'exception de la variable de traitement. Ainsi, dans notre exemple, nous devons comparer chaque demandeur du régime général soumis à des contraintes horaires pour le cumul (demandeur traité) à un demandeur comparable parmi le groupe des non-traités, c'est-à-dire parmi le groupe "témoin" des demandeurs du régime intérimaire. Pour mesurer cette similitude, l'appariement par score de propension (propensity-score matching), initialement proposé par Rosenbaum & Rubin (1983), est utilisé. Cette méthode consiste à modéliser la probabilité d'être traité en fonction de variables de contrôle et de considérer que les demandeurs qui ont la même probabilité d'être traité sont comparables et constituent un bon groupe de contrôle. L'appariement se fait ainsi à partir d'un indicateur unique, cette probabilité $p(X_i)$, appelée aussi score de propension (propensity score) :

$$p(X_i) \equiv Pr(D_i = 1|X_i) \quad (13)$$

avec X_i les caractéristiques observables du demandeur i . Cette probabilité est estimée par une régression probit - les résultats pour toutes les années sont présentées dans l'Annexe 2. L'algorithme d'appariement sur ce score de propension est basé sur la méthode empirique dite du noyau (kernel matching) : chaque demandeur du régime général est ainsi apparié avec les demandeurs du régime intérimaire, ces derniers étant dotés d'un poids d'autant plus élevé que leur score de propension est le plus proche possible du score de propension du demandeur traité.

Cette démarche d'appariement repose implicitement sur les trois hypothèses suivantes :

1. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle, $Y_{10}; Y_{11} \perp D_i | X_i$, signifie qu'une fois que l'on a contrôlé pour toutes les variables observables, les résultats potentiels sont indépendants du traitement assigné. Rosenbaum & Rubin (1983) montrent que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle s'étend au score de propension, $Y_{10}; Y_{11} \perp$

$D_i | p(X_i)$. Une fois contrôlé $p(X_i)$, on est de fait ramené à une situation équivalente à la randomisation et on écarte ainsi toute présence de biais de sélection.

2. L'hypothèse d'observations indépendantes : cette hypothèse part du principe que le score de propension est un moyen d'équilibrer les variables de prétraitement, de telle sorte que $D_i \perp X_i | p(X_i)$. Cela implique que conditionnellement au score de propension, le traitement et les variables observables sont indépendantes.

3. L'hypothèse d'existence d'un support commun : pour pouvoir comparer un demandeur traité avec un demandeur non-traité au score de propension identique, encore faut-il qu'il existe. Ainsi, les méthodes d'appariement ne sont valables que si pour chaque demandeur traité, on peut trouver un demandeur du régime intérimaire assez proche sur la base des scores de propension. Les demandeurs pour lesquels cette propriété n'est pas vérifiée doivent alors être exclus de l'analyse.

Il faudra aussi rester prudent dans l'interprétation des effets moyens du traitement calculés. En effet, il serait abusif d'établir ici un lien de causalité entre la forme de régime et l'intensité de la pratique d'activité réduite car cela supposerait que l'intensité des pratiques peut s'expliquer par le seul argument des mécanismes d'incitation financière. Or, les demandeurs de ces deux groupes sont, au départ, de proportion et de profil très différents. De plus, le groupe de contrôle a la particularité d'être défini sur la base de décisions, vraisemblablement endogènes, des travailleurs choisissant de recourir à une agence d'intérim (que nous ne modélisons pas). Enfin, les demandeurs intérimaires ont bien évidemment une proximité plus grande avec les types d'emploi déclarés par les demandeurs comme des activités réduites.

En revanche, cette analyse nous permet indirectement d'évaluer si la réforme a profondément et systématiquement modifié l'effet moyen du traitement à partir de 2006. Il suffit de reprendre une démarche similaire à celle que nous avons menée sur les durées prédites avant une activité réduite de plus de 110h (cf. section - *Durée avant l'exercice d'une activité réduite de plus de 110 heures*), à savoir de comparer les résultats avant et après et de procéder au calcul de la différence. Notre approche s'apparentera à la démarche en double différence qui sera utilisée à plusieurs reprises afin de comparer deux à deux les

années avant et après la réforme de janvier 2006, comme suit :

- tout d'abord les années 2004 et 2006 ;
- puis, 2005 et 2006 ;
- ensuite, 2004 et 2008 ;
- et enfin, 2005 et 2008.

Rappelons que cette démarche de type double différence repose sur la condition d'identification suivante : en l'absence de réforme (en 2006 ou 2008), le volume horaire moyen en activité réduite aurait évolué de la même façon pour les "traités" que pour les demandeurs "témoins", laissant ainsi inchangé le différentiel du nombre d'heures travaillées entre les intérimaires et les demandeurs du régime général. Cela veut notamment dire que les effets macroéconomiques sont répartis identiquement sur les deux groupes pour la période 2004-2008. Dans ces conditions, la procédure de différences en différences va isoler l'effet de la réforme suivant la formule : Effet du traitement = $(ATT_t) - (ATT_{t-1})$.

L'analyse de l'effet de la réforme sur une activité réduite a donc été effectuée pour plusieurs durées de chômage afin d'obtenir une interprétation différenciée des effets de la réforme de 2006 pour les chômeurs de court, moyen et long terme.

Scores de propension et condition de support commun

Nous présentons d'abord la proportion de demandeurs d'emploi en régime général par rapport à ceux sous le régime intérimaire pour les années retenues pour faire des comparaisons avant et après la réforme de 2006, et ce en fonction du temps passé au chômage.

Le **tableau 4** souligne que, pour les années étudiées, les individus de notre base de données ont un peu moins de 80 % de chances de faire partie du groupe des traités. Etant donné le déséquilibre dans les proportions entre les groupe des traités et de contrôle, il est indispensable de regarder si la condition de support commun des distributions du score de propension est vérifiée. Pour ce faire, les distributions des scores de propension de chaque groupe (construites à partir des régressions probits) et pour chacune des années étudiées sont représentées graphiquement. Par exemple, la **figure 13** correspond aux distributions pour les individus restant au chômage au moins un mois. Les graphiques correspondant aux individus ayant passé plus de temps au chômage (respectivement 3, 6, 12 et 18 mois) sont eux reproduits dans l'Annexe 2.

TABLEAU 4

PROPORTIONS DE DEMANDEURS INSCRITS EN RÉGIME GÉNÉRAL (EN %) POUR CHAQUE ANNÉE

	Années			
	2004	2005	2006	2008
1 ^{er} mois	73.6	74.3	71.8	69.8
3 ^e mois	75.2	76.3	75.5	72.9
6 ^e mois	77.7	78.4	77.1	73.8
12 ^e mois	79.0	80.0	79.1	73.6
18 ^e mois	80.0	81.3	80.4	73.3

L'axe des ordonnées de ces graphiques représente les proportions pour le nombre total d'individus pour chaque groupe (donc une même proportion ne renvoie pas au même nombre d'individus en raison du déséquilibre évoqué précédemment). Même si la proportion de demandeurs en régime général (groupe des traités) paraît faible pour un certain nombre de niveaux de score de propension, nous pouvons conclure que la condition de support commun est largement validée empiriquement. En effet, comme les demandeurs du régime général représente près de 80% des demandeurs d'emploi, une faible proportion pour ce groupe correspond quand même à des effectifs conséquents.

Nous pouvons aussi noter que la répartition des scores de propensions est assez similaire pour nos 4 années considérées (2004, 2005, 2006, 2008) et ce quelle que soit la longueur de l'épisode de chômage des individus.

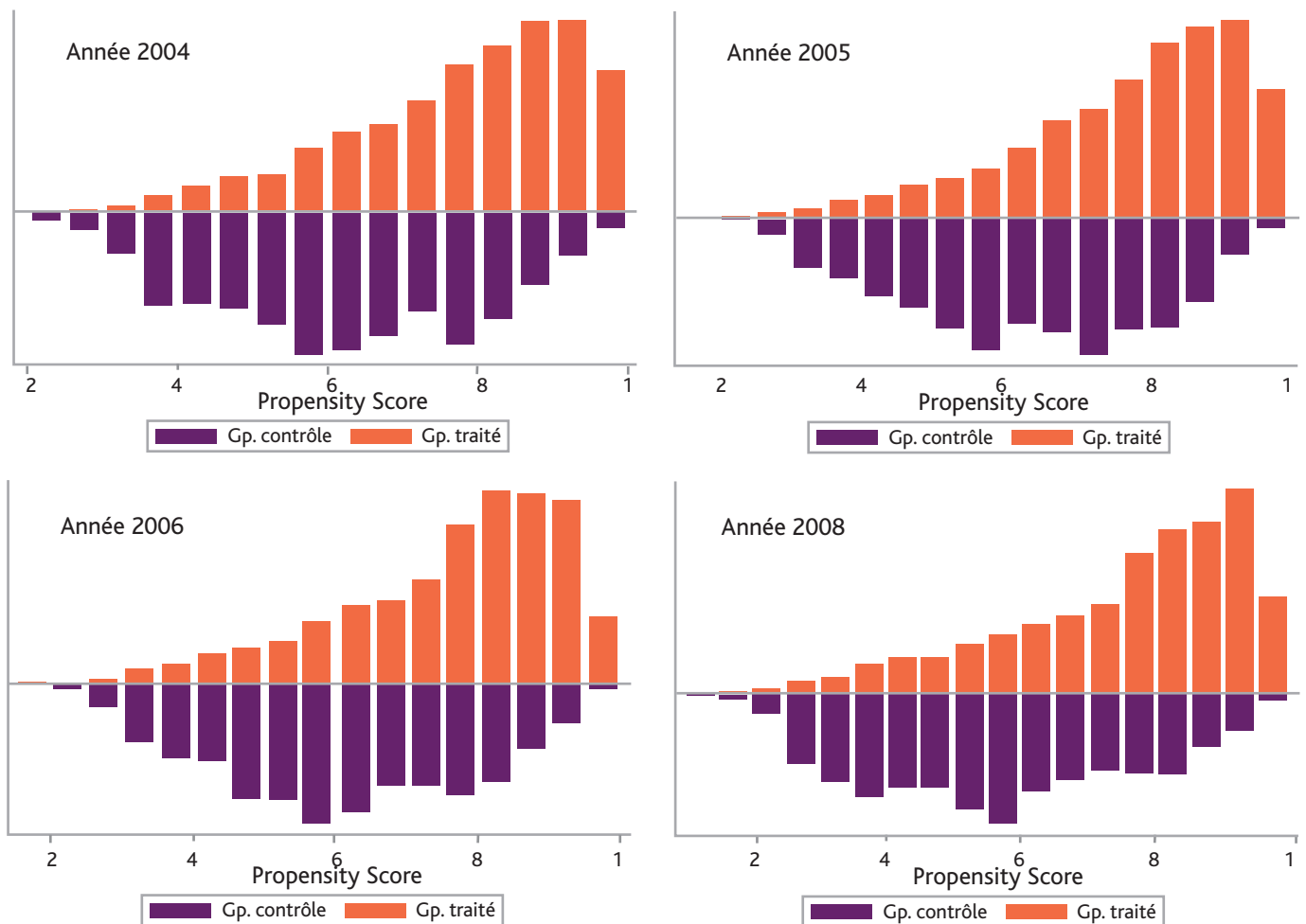
Effet de la réforme sur le nombre d'heures travaillées

La présentation des résultats dans notre approche de type différences de différences se fait en deux temps. Il s'agit tout d'abord de présenter les effets moyens sur les traités ("average treatment effect", ATT) pour chacune des années considérées, puis l'effet de la réforme elle-même par la différence des ATT pour les années avant et après la réforme prises 2 à 2. Les effets moyens pour les demandeurs traités (ATT), mesurés en nombre d'heures travaillées en activité réduite, sont présentés dans le **tableau 5** alors que les estimateurs de différences de différences sont reportés dans le **tableau 6**.

De manière générale, nous retrouvons le résultat déjà observé lors des analyses des distributions des heures de ces deux groupes, à savoir que les individus

FIGURE 13

RÉPARTITION DES SCORES DE PROPENSION POUR TOUTES LES ANNÉES (1^{ER} MOIS DE CHÔMAGE)



appartenant au groupe des traités (les demandeurs du régime général) présentent un déficit d'heures quasi-systématique par rapport aux individus du groupe de contrôle ("intérimaires"). Au cours des années 2004 à 2006, à l'exception du premier mois de chômage en activité réduite qui ne présente pas de différence notable, l'ATT oscille entre 15 et 18 heures de moins au 3^e et 6^e mois, avec un différentiel qui augmente en moyenne de 1h et de 2h, respectivement lors du 12^e et 24^e mois de chômage pour les demandeurs encore au chômage et pratiquant ces mois-là une activité réduite. Même si l'ATT pourrait en partie représenter l'effet de la présence de contraintes horaires dans le cumul des revenus pour les traités, ceci pourrait aussi être dû à la nature même du travail en intérim, assez similaire et compatible avec l'activité réduite.

A ce stade, nous pouvons également nous rendre compte que les ATT calculés pour les demandeurs en 2008 tranchent radicalement avec ceux des autres années, aussi bien au 1^{er}, 12^e et 24^e mois, voire dans une moindre mesure au 3^e et 6^e mois. Ces phénomènes laissent penser à un changement structurel de comportement peut-être lié à la crise entre les demandeurs des deux régimes dans leurs pratiques intensives d'activité réduite.

Par conséquent, nous pouvons raisonnablement penser que la condition d'identification pour appliquer la démarche en double différence n'est ici pas remplie. Nous maintenons les résultats mais nous ne les commenterons pas.

TABLEAU 5

EFFETS MOYENS DU TRAITEMENT SUR LES TRAITÉS (ATT) EN NOMBRE D'HEURES D'AR EXERCÉES

Années	Mois de chômage				
	1 ^{er}	3 ^e	6 ^e	12 ^e	18 ^e
2004	-2	-16.0	-15.6	-16.5	-20.2
2005	1.6	-14.9	-17.8	-19.3	-17.3
2006	-1.9	-17.9	-18.1	-18.8	-21.5
2008	-7.5	-14.6	-14.4	-10.0	-10.2

TABLEAU 6

EFFET DE LA RÉFORME (DIFFÉRENCES DE DIFFÉRENCES) SUR LE NOMBRE D'HEURES D'AR EXERCÉES EN MOYENNE

Années	Mois de chômage				
	1 ^{er}	3 ^e	6 ^e	12 ^e	18 ^e
2004-2006	-1.7	-1.9	-2.5	-2.3	-1.3
2005-2006	-3.5	-3.0	-0.3	0.5	-4.2
2004-2008	-7.3	1.4	1.2	6.6	10.0
2005-2008	-9.1	0.3	3.4	9.4	7.1

En considérant la différence des ATT entre 2004 ou 2005 d'un côté et 2006, année de la réforme, de l'autre, nous observons bien des valeurs négatives, ce qui pourrait laisser présager que les seuls demandeurs soumis à la réforme ajustent leur comportement d'activité réduite pour éviter de franchir le seuil de cumul. Il reste que la réduction du nombre d'heures travaillées au cours des différents mois s'étend de moins d'1h à 4h. Au vu de ces faibles valeurs, cette interprétation reste fragile et à confirmer (par des tests statistiques qui pourraient être obtenus par bootstrap et une analyse similaire effectuée en intégrant 2007 plutôt que 2008).

La répétition des mois en activité réduite

Dans l'analyse des pratiques intensives d'activité réduite, nous avons également mené une démarche complémentaire à la précédente qui va nous éclairer sur les pratiques répétées d'activité réduite des demandeurs d'emploi.

Le point de départ est de considérer que la décision d'exercer pour la première fois une activité réduite se différencie fondamentalement des décisions de renouveler cet exercice tant que l'on reste demandeur

d'emploi. Ainsi, il nous semble indispensable de distinguer les déterminants de ces deux décisions. Ici, nous proposons donc de nous intéresser au renouvellement des pratiques d'activité réduite, mais en modélisant conjointement pour un mois de chômage donné le fait de renouveler ou non cette pratique (le demandeur déclare avoir exercé ou non une activité réduite au cours de ce mois). Si oui, le nombre d'heures qui y est associé⁸. Nous allons ainsi évaluer l'impact de facteurs individuels socio-économiques ainsi que l'effet du cycle d'affaires sur ces deux dimensions. Conditionnellement à l'exercice d'une première activité réduite, nous allons aussi pouvoir analyser les comportements individuels (et les contraintes sans distinction) en matière d'activité réduite tant que le demandeur poursuit sa recherche. Nous prendrons soin de prendre en compte et de contrôler le moment où cette première activité réduite est survenue ainsi que les événements qui ont pu se dérouler depuis.

Un autre intérêt de notre modélisation est qu'en observant des demandeurs qui auront tous connu à un moment donné de leur épisode de chômage un premier mois d'activité réduite, et en se concentrant sur la période succédant cette première expérience, nous nous attardons sur la population potentiellement visée par une expérimentation à venir de Pôle emploi en lien avec la notion "d'Activité Réduite Subie".

Enfin, ce cadre d'analyse permet également d'évaluer si les demandeurs à l'approche de la fin de leurs droits n'ayant pas pu trouver un emploi satisfaisant, accentuent ou non leur pratique d'activité réduite avec l'objectif probable de pouvoir reconstituer de nouveaux droits. Cela peut se manifester par un recours plus systématique à une activité réduite mais aussi par la volonté du demandeur d'augmenter son nombre d'heures de travail au cours d'un mois en activité réduite à l'approche de l'épuisement des droits courants. L'introduction de variables de type "spline", comme dans l'étude de Meyer (1990), va permettre de pouvoir révéler la présence de ces changements de comportement.

Notons que cette démarche d'analyse, mois par mois, peut sembler quelque peu artificielle dans la mesure où il est vraisemblable qu'une activité réduite devrait pouvoir se représenter sous forme de périodes d'activité réduite. Mais la base ne nous permet pas de raisonner en période d'activité réduite puisque seuls des mois en activité réduite sont renseignés sans que l'on puisse les relier entre eux.

8. Comme les décisions d'exercer pour la première fois une activité réduite et de renouveler ensuite cette pratique restent dictées par une stratégie de recherche globale du demandeur d'emploi, il est fortement probable que ces deux processus soient fortement dépendants. Des extensions futures mériteraient d'essayer de modéliser conjointement ces décisions

Méthodologie

Détaillons la modélisation retenue. Comme l'idée est de dénombrer les heures d'activité réduite effectuées en cas de renouvellement de la pratique, nous nous plaçons dans le cadre des modèles de comptage. Partant du premier mois exercé en activité et tant que le demandeur d'emploi i n'a pas recouvré d'emploi (ou n'a pas interrompu sa demande), nous pouvons observer à chaque mois t un nombre d'heures en activité, h_{it} pour i . Or, en raison d'interruptions fréquentes de l'activité réduite pour certains demandeurs, on se retrouve avec un nombre important de demandeurs ne reportant aucune heure d'activité réduite chaque mois. Dans le champ des modèles de comptage, des modélisations "à double niveau" ont été développées afin de mieux décrire et s'ajuster aux données présentant un excès de zéros, c'est-à-dire un nombre de zéros réellement observé dans les données qui est considérablement supérieur à ce qui peut être prédit par un modèle traditionnel de Poisson. Nous avons décidé de retenir ici l'un d'entre eux, le modèle *Hurdle Poisson (HP)* (Mullahy (1986), Cameron & Trivedi (1998)), appliqué sur données de panel ⁹.

Ce modèle consiste bien à dissocier la décision de ne pas exercer d'activité réduite au cours d'un mois donné de la décision du nombre d'heures travaillées. Le modèle Hurdle avec une distribution (tronquée) de Poisson est ainsi

(14)

$$\Pr(h_{it}|x_i, z_{it}, v_i) = \begin{cases} \pi_{it}(x_i, z_{it}, v_i) \\ [1 - \pi_{it}(x_i, z_{it}, v_i)]\varphi(h_{it}; x_i, z_{it}, v_i) \end{cases}$$

d'absence d'activité au cours du mois t pour le demandeur i caractérisée entre autres par les variables observables fixes, x_i par les variables observables évoluant dans le temps, z_{it} et par le terme aléatoire d'hétérogénéité individuelle inobservée v_i . Du fait de sa forme logistique, nous pouvons écrire $\pi_{it}(x_i, z_{it}, v_i) \equiv 1/(1 + \exp(z_{it}a_0 + x_i b_0 + v_i))$. $\varphi(h_{it}; x_i, z_{it}, v_i)$ représente la probabilité du nombre d'heures tirée d'une distribution de Poisson tronquée - les heures sont strictement positives - et conditionnelle aux mêmes facteurs explicatifs observables ainsi qu'au facteur individuel inobservable, v_i :

$$\text{où } \varphi(h_{it}; x_i, z_{it}, v_i) \equiv \frac{\Pr(H_{it} = h_{it}|x_i, z_{it}, v_i)}{1 - \Pr(H_{it} = 0)} \quad (15)$$

$$\text{et } \Pr(H_{it} = h_{it}|x_i, z_{it}, v_i) \equiv \frac{\exp(-\lambda_{it})\lambda_{it}^{h_{it}}}{h_{it}!},$$

$$\lambda_{it} \equiv \exp(z_{it}a_{AR} + x_i b_{AR} + \delta_{AR}v_i).$$

Dans cette modélisation, on notera la présence du paramètre δ_{AR} qui permet de connaître le sens de la corrélation entre les deux niveaux de décision chaque mois pour les demandeurs, relié à la présence de l'effet individuel v_i . De plus, en raison de la nature inobservable de ce dernier, nous devons nécessairement intégrer ces probabilités par rapport à une distribution de probabilité correspondant à un mélange de probabilités. Comme il est usuel dans cette approche, la distribution normale centrée réduite est retenue. La contribution individuelle générique à la fonction de vraisemblance, dépendante du vecteur de paramètres θ est alors déduite : où y_{ARit} représente la variable binaire prenant la valeur 1 si le demandeur i exerce bien une activité réduite au cours du mois t et 0 sinon.

$$L_i(\theta|x_i, z_i) = \int \prod_{t=ARi+1}^{T_i} \pi_{it}(x_i, z_{it}, v_i)^{1-y_{ARit}} \quad (16)$$

$$[(1 - \pi_{it}(x_i, z_{it}, v_i))\varphi(h_{it}; x_i, z_{it}, v_i)]^{y_{ARit}} \phi(v)dv$$

Résultats : des déterminants particuliers pour le renouvellement d'une AR

Les résultats de l'estimation du modèle Hurdle Poisson pour l'année 2004 sont reportés dans le(s) tableau(x) 7. Des estimations de ce même modèle pour les années 2006 et 2008 sont en cours.

Pour des demandeurs au chômage depuis déjà quelques mois et ayant déjà eu une première expérience en activité réduite, nous identifions grâce à notre modèle à la fois :

les facteurs agissant sur le non-renouvellement d'un mois en activité réduite, favorisant ainsi une pratique irrégulière ou ponctuelle avec des périodes plus courtes d'activité réduite,

conditionnellement à un exercice régulier (ou du moins, de renouvellement de l'exercice d'une activité réduite un mois donné), les facteurs favorisant la marge intensive de l'activité réduite.

En préambule, remarquons en premier lieu le signe négatif du facteur de corrélation δ_{AR} reliant les deux composantes inobservables. En dehors même de l'influence des caractéristiques observables, ce résultat confirme la relation suivante : les demandeurs ayant tendance à reconduire une activité réduite d'un mois sur l'autre (ayant ainsi une probabilité faible de non reconduction) ont aussi tendance à travailler plus d'heures au cours d'un mois en activité réduite. Soulignons de plus qu'une vraie dissociation existe entre les facteurs influençant les chances d'accéder à l'activité

réduite (pour la première fois) et ceux qui agissent sur le mode de pratique de l'activité réduite (une fois passé le premier mois d'activité réduite), qui peut être plutôt renouvelé et durable ou plutôt bref et ponctuel. Cela rend compte dans le même temps d'une hétérogénéité individuelle forte des pratiques d'activité réduite au cours d'un épisode de chômage. Nous constatons ainsi plusieurs facteurs qui agissent négativement sur les chances d'accéder à une activité (ou qui retardent le moment d'exercer une activité réduite) mais, dès lors qu'une première activité réduite a déjà été exercée, augmentent les chances d'avoir une pratique plus régulière/durable et renouvelée d'activité réduite. Au sein des qualifications, l'exemple des cadres est symptomatique de cette dissociation : alors que les cadres relativement aux autres catégories retardent en moyenne le moment d'exercer – pour la première fois une activité réduite - (cf. section *- L'influence des caractéristiques individuelles et des trajectoires professionnelles passées*), une fois qu'une première activité réduite est observée, ils choisissent en moyenne, au cours de l'épisode de chômage restant, de la pratiquer plus régulièrement ou plus durablement que les autres qualifications. Remarquons également, que cela s'accompagne dans le même temps d'une pratique plus intensive relativement aux autres catégories. A l'autre extrémité, les manœuvres présentent la pratique d'activité réduite la moins régulière mais aussi l'une des moins intensives au cours des mois d'activités réduites renouvelées. Rechercher un contrat à durée indéterminée et un emploi à temps

TABLEAU 7

ESTIMATION DU MODÈLE HURDLE POISSON POUR L'ANNÉE 2004

	Non renouvellement		Nombre d'heures	
	param.	ET	param.	ET
Caractéristiques individuelles				
Homme	0.01684	0.02681	-0.06547	0.002424
Français	-0.01644	0.03214	-0.06083	0.002802
Marié	-0.1653	0.02629	0.07587	0.002224
Bénéficiaire des minima sociaux	1.1212	0.04809	-0.6854	0.008416
<i>Age (Réf. : plus de 50 ans)</i>				
moins de 20 ans	0.4153	0.09558	-0.03811	0.007404
entre 20 et 25 ans	0.2864	0.06779	0.004906	0.005461
entre 25 et 30 ans	0.2181	0.06441	0.009947	0.004877
entre 30 et 35 ans	0.01405	0.06151	0.02304	0.004695
entre 35 et 40 ans	-0.2241	0.06123	0.08968	0.004632
entre 40 et 45 ans	0.06119	0.06007	0.03779	0.004462
entre 45 et 50 ans	0.08169	0.06491	0.01562	0.005000
<i>Niveau de diplôme (Réf. : Niveau 1)</i>				
Niveau 6	0.2097	0.05893	0.08421	0.005295
Niveau 5	0.07497	0.05363	-0.04324	0.004415
Niveau 4	0.2760	0.05183	-0.09523	0.004461
Niveau 3	0.05731	0.05213	-0.00519	0.004756
Niveau 2	0.1444	0.05348	-0.1220	0.004463
Diplômé	0.04984	0.02661	0.08914	0.002357
Passé professionnel				
absence d'épis. passés de chô.m.	-0.4306	0.04332	0.04673	0.004177
Durée cumulée passée de chô.m.	0.01023	0.005397	-0.00213	0.000540
Durée cumulée passée en AR	-0.05046	0.01016	0.02060	0.000774
Nombre de mois en AR dans le précédent épis. de chô.m.	-0.03877	0.01108	0.02026	0.000851
durée du précédent épis. de chô.m.	0.01632	0.005626	-0.00767	0.000574
temps écoulé entre le précédent et l'actuel épis. de chô.m.	-0.02026	0.003682	-0.00221	0.000324
<i>Motifs d'inscription à Pôle Emploi (Réf. : Autres)</i>				
Licenciement économique	-0.08504	0.04935	0.04998	0.004039
Autres licenciements	-0.02346	0.03459	0.08610	0.003327
Démission	-0.02484	0.06328	0.02488	0.004845
Fin de contrat	0.1174	0.03432	-0.03165	0.003227
Fin intérim	0.04746	0.04649	0.1282	0.003380
Reprise activité	-0.3452	0.07965	0.1359	0.005925
Expérience dans le métier recherché	-0.00443	0.002246	0.006926	0.004728

TABLEAU 7 (SUITE)

**ESTIMATION DU MODÈLE HURDLE POISSON
 POUR L'ANNÉE 2004**

	Non renouvellement		Nombre d'heures	
	param.	ET	param.	ET
<i>Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : Cadre)</i>				
Manoeuvre	0.6386	0.1174	-0.2092	0.009546
Ouvrier spécialisé.	0.3972	0.08574	-0.4127	0.006667
Ouvrier qualifié	0.4308	0.06325	-0.1291	0.004987
Employé non qualifié	0.4820	0.05572	-0.2234	0.005066
Employé qualifié	0.4808	0.04566	-0.2584	0.004179
Technicien, agent de maîtrise	0.4449	0.05052	-0.2417	0.004728
Emploi recherché				
<i>Secteur du métier recherché (Réf. : Autres)</i>				
Agriculture	0.006575	0.1387	0.1322	0.01073
Commerce	-0.1655	0.04750	0.1983	0.004346
BTP	-0.1281	0.06425	-0.01513	0.004913
Hôtellerie- Restauration	-0.3295	0.05899	0.09676	0.004995
Industrie	-0.1339	0.05935	0.1024	0.005081
Maintenance	-0.4980	0.07379	0.3698	0.006400
Santé	0.1696	0.07864	0.2489	0.006934
Services	-0.2770	0.04702	0.06610	0.004168
Support	0.009830	0.03968	0.005934	0.003884
Transport	-0.03586	0.05167	0.09503	0.004492
<i>Contrat recherché</i>				
CDI	0.4822	0.04018	0.2477	0.003211
Temps complet	0.9462	0.04311	-0.2549	0.003816
Taux de chômage local	-0.03101	0.000618	0.02796	0.006690
Mécanisme d'intéressement				
Taux brut de remplacement	-0.04917	0.005724	-0.4558	0.07189
Taux brut d'indemnisation	-0.00200	0.000053	-0.00391	0.000658
Perte d'un mois d'indemnisation moins de 6 mois restant	0.000606	0.000590	0.05707	0.008556
Perte d'un mois d'indemnisation entre 7 et 12 mois restant	-0.00849	0.000633	-0.06765	0.009092
Perte d'un mois d'indemnisation plus de 13 mois restant	0.01678	0.000586	0.1088	0.008226
Période théorique de Fin de Droits	0.06689	0.003200	0.5210	0.04421
<i>Filière d'indemnisation (Réf. : plus de 2 ans)</i>				
Filière courte	0.07578	0.04841	-0.5470	0.004342
Filière 1 an	-0.2169	0.07835	-0.2934	0.005163
Filière 2 ans	0.1393	0.03884	-0.2741	0.003424
<i>Groupes de demandeurs d'emploi</i>				
Intérimaire	-0.4766	0.03961	0.2061	0.002742
Constante	4.3690	0.01105	-1.2512	0.1326
ðAR	-	-	-0.9861	0.003893

complet n'encouragent une pratique ni régulière, ni intensive d'activité réduite. Ce résultat est cohérent dans la perspective d'une stratégie de recherche d'emploi durable où la priorité serait donnée à cette recherche.

Le métier recherché est un déterminant important du niveau de régularité des pratiques d'activité réduite mais là-encore, nous ne retrouvons pas vraiment les métiers qui permettent d'accéder par ailleurs le plus rapidement (et le plus fréquemment) à l'exercice d'une première activité réduite (cf. section - *L'influence des caractéristiques individuelles et des trajectoires professionnelles passées*).

Ici, ce sont les métiers de maintenance, dans l'hôtellerie, les services et le commerce qui présentent des probabilités de non-renouvellement d'activité réduite au cours d'un mois donné beaucoup plus faibles que les autres : les demandeurs recherchant ces métiers privilégient ainsi une pratique régulière ou bien se positionnent sur des épisodes d'activités réduites plus durables alors même qu'ils passaient au second plan dans l'accession à une première activité réduite (les métiers dans les services étant une exception).

Il est par ailleurs intéressant de voir si, pour l'ensemble de ces métiers, des mois répétés en activité réduite se combinent également avec des volumes horaires de travail plus élevés. En fait, seuls, les métiers dans la maintenance et dans le commerce présentent cette combinaison tandis que l'hôtellerie et les services vont plutôt présenter dans le même temps des mois d'activité réduite à faible volume horaire en moyenne.

Les plus jeunes demandeurs (les moins de 30 ans et tout particulièrement les moins de 20 ans) présentent les probabilités de non renouvellement les plus élevées, alors même qu'ils semblent pratiquer le plus tôt une activité réduite : cela pourrait révéler leur difficultés à accéder à des épisodes d'activité réduite durables ou renouvelables.

Les demandeurs d'âge intermédiaire – les 35-40 ans – présentent en revanche la pratique la plus régulière. C'est intéressant de noter qu'ils combinent cela avec la pratique la plus intensive en moyenne – alors que les catégories d'âge les plus jeunes semblent là-encore éprouver plus de difficultés à exercer une activité réduite avec un nombre d'heures élevé.

Etre bénéficiaire des minima sociaux est un facteur qui "contraint" les demandeurs à la fois à connaître de fortes probabilités de mois sans renouvellement d'activité réduite et à rester dans la partie basse de la distribution des heures de travail en cas de pratique.

En plus des caractéristiques individuelles des demandeurs, leur passé professionnel semble jouer un rôle dans le renouvellement ou non d'une activité réduite. Si l'absence d'épisodes passés de chômage allongeait en moyenne le moment d'exercer pour la première fois une activité réduite, cela favorise en revanche une pratique plutôt durable, lorsqu'il y en a une. Finalement, des longues durées passées de chômage pourraient contraindre le demandeur à rester plutôt dans la partie basse de la distribution des heures, même si l'exercice d'activité réduite au cours de ces épisodes passés accroît les chances d'obtenir un nombre d'heures élevé en activité réduite. Pour les inscriptions suite à des fins de mission intérim, un nombre d'heures élevé en activité réduite est plus probable que pour les demandeurs inscrits suite à un licenciement (économique en particulier).

Des effets sur le renouvellement d'AR liés aux mécanismes d'intéressement

Les montants d'indemnisation et les taux de remplacement sont des facteurs réduisant la probabilité de non renouvellement d'une activité réduite un mois donné, prolongeant ici le rôle accélérateur de l'indemnisation sur le moment d'un premier exercice d'activité réduite au sein d'un épisode de chômage, constaté en section - *L'influence des caractéristiques individuelles et des trajectoires professionnelles passées*. Il est intéressant de noter que cela ne se combine pas à

contrario avec une plus grande intensité dans la pratique régulière d'activité réduite : le taux brut de remplacement réduit significativement la probabilité d'un nombre d'heures de travail élevé en activité réduite. Cela manifeste peut-être l'effet contre-incitatif relatif à des taux marginaux d'imposition sur les revenus d'activité réduite élevés, un effet qui n'apparaissait pas jusque-là.

L'autre problématique concernant les mécanismes d'intéressement est de savoir si l'approche de la fin des droits à l'indemnisation va influencer sur les modes de pratiques d'activité réduite. Les demandeurs, sont-ils tentés d'utiliser le dispositif d'activité réduite à des fins de reconstitution de droits, par une plus forte concentration de mois en activité réduite et de manière plus secondaire par une plus grande intensité dans l'exercice d'une activité réduite ?

A plus d'un an de la fin des indemnités – de fait, seuls les chômeurs indemnisés pour une longue durée sont ici concernés - la perte d'un mois d'indemnisation a plutôt l'effet inverse et tend à accroître la probabilité de non renouvellement d'une activité réduite un mois donné. Nous saisissons peut-être ici des stratégies de recherche ambitieuses de la part de chômeurs expérimentés, souhaitant se consacrer prioritairement à une activité de recherche pour un emploi stable et satisfaisant. A contrario, la perte d'un mois d'indemnisation, en sachant qu'il reste entre 7 et 12 mois d'indemnisation, accroît bien cette fois-ci la probabilité d'exercer un nouveau mois d'activité réduite, favorisant une pratique plus régulière à ce moment-là de l'épisode. A titre d'illustration, nous pouvons évaluer que la perte de 6 mois d'indemnisation en passant de 12 mois à 7 mois d'indemnisation restant diminuera de 5 % la probabilité de non renouvellement d'une activité réduite au cours de cette période.

Au cours des 6 derniers mois d'indemnisation restant, il n'y a pas d'effet additionnel d'une perte d'un mois d'indemnités et de se rapprocher de la fin des droits.

En revanche, cela est « compensé » par un effet d'accroissement des heures de travail : la perte d'un mois d'indemnités dans les 6 derniers mois accroît significativement en moyenne le volume d'heures travaillées au cours d'un mois d'activité réduite. Finalement entrer dans une période de fin de droits accroît à nouveau et fortement les chances de ne pas exercer une activité réduite au cours d'un mois donné mais il est très probable de retrouver ici la sous-évaluation par les demandeurs en fin de droits des pratiques d'activité réduite.

CONCLUSION

Dans ce chapitre, nous avons analysé les pratiques d'activité réduite des demandeurs d'emploi, aussi bien du point de vue de la marge extensive qu'intensive. Une attention particulière a été accordée au rôle joué par les différents mécanismes d'intéressement relatifs au dispositif d'activité réduite. Dans ce cadre, la réforme de 2006 qui a renforcé entre autres les contraintes horaires de travail d'activité réduite imposés aux demandeurs indemnisés à des fins de cumul des revenus, constitue un point de référence important. Elle peut être révélatrice de comportements (potentiellement) spécifiques. De plus, les demandeurs intérimaires (et dans une moindre mesure les demandeurs non indemnisés), non concernés par ces contraintes ont joué le rôle de témoins et à ce titre, ont fait l'objet d'analyses propres. Enfin, par la comparaison des demandes d'emploi débutant à différentes périodes, nous avons retracé l'évolution de ces pratiques au cours des années 2000 et déterminé si la crise de 2008 avait transformé les pratiques aussi bien extensives qu'intensives d'activité réduite.

Concernant la pratique extensive, on a identifié des profils de demandeurs amenés prioritairement à pratiquer une activité réduite : citons, à titre d'exemple, les femmes, les demandeurs plus jeunes, les ouvriers et les employés qualifiés. Des secteurs d'activité de l'emploi recherché comme les transports, l'industrie, le BTP ou encore les services favorisent également une pratique extensive rapide.

On a également identifié les facteurs pouvant favoriser des pratiques durables (ou renouvelés d'activité réduite) et des pratiques plus intensives. Il est intéressant de noter que ces facteurs ne sont pas toujours identiques aux facteurs favorisant un premier accès à l'activité réduite : les plus jeunes semblent par exemple avoir des pratiques plus irrégulières et accéder surtout plus difficilement à des temps de travail élevés.

Dans les évolutions des pratiques d'activité réduite au sein même d'une demande d'emploi, on montre que, plus le demandeur reste longtemps au chômage, plus, lorsqu'il décide d'exercer une activité réduite au cours de l'épisode, il aura tendance à y consacrer un temps de travail élevé. De fait, très vite, les temps de travail en activité réduite, plutôt faibles en moyenne au premier mois de chômage,

s'accroissent au fur et à mesure des mois de chômage et s'approchent du temps plein. De plus, on trouve que les demandeurs ayant tendance à reconduire une AR d'un mois sur l'autre ont généralement tendance à travailler plus d'heures au cours d'un mois d'activité réduite. Sur les différents mécanismes d'intéressement, plusieurs approches ont été menées : elles ne permettent pas d'établir nettement que les pratiques d'activité réduite répondent aux contraintes horaires de cumul des revenus et surtout aux changements de seuil horaire, consécutif à la réforme de 2006. Ainsi, au cours des analyses de distribution des heures de travail, des inflexions locales autour de 110h00 conformes à un comportement dicté par l'intéressement ont pu dans certains cas être observées. Mais la comparaison avec les demandeurs non indemnisés, de fait non concernés par ces contraintes horaires, ne valide pas cette interprétation. De plus, cela reste limité aux années pré-crise. Il semble en revanche que l'accélération des pratiques d'activité réduite à l'approche de la fin des droits est bien avérée.

A partir de 2008, les années de crise semblent avoir modifié sensiblement les pratiques aussi bien extensives qu'intensives de l'activité réduite. On a notamment montré que les demandeurs du régime général au cours de ces années présentent à la fois un recours plus précoce à l'activité réduite et une pratique plus intensive de l'activité réduite : la distribution des heures d'activité réduite se déplaçant davantage vers la droite et plus tôt au cours de l'épisode de chômage, le temps plein devenant ainsi la norme des emplois d'activité réduite dès les premiers mois de chômage.

Il reste difficile d'identifier l'origine de ces transformations depuis 2008, même si certains résultats peuvent laisser penser à un renforcement des contraintes horaires imposées par les employeurs et subies par les demandeurs : on peut par exemple avancer que la crise a eu pour conséquence d'annihiler toute stratégie d'intéressement lié à la réforme de 2006, les inflexions autour du seuil horaire de 110h00 disparaissant à partir de ces années.

Nous allons maintenant aborder les effets de l'activité réduite et de ses pratiques différenciées sur le retour à l'emploi. Dans le même temps, on tentera d'évaluer l'effet des exercices d'activité réduite sur les chances de retomber au chômage et ainsi sur la qualité de l'emploi recouvré. Nous poursuivons également notre démarche de comparaison entre les différentes années.

LES EFFETS DES PRATIQUES D'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LES TRAJECTOIRES PROFESSIONNELLES

Ce chapitre s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques qui ont étudié les effets de l'activité réduite sur le retour à l'emploi et qui ont émergé depuis la fin des années 1990 (voir section - *L'impact des pratiques d'activité réduite sur les transitions professionnelles* - pour une revue de la littérature). Comme la plupart d'entre eux, notre évaluation des effets des pratiques d'activité réduite trouve ses fondements dans la littérature concernant l'évaluation des effets d'un traitement dynamique sur une ou plusieurs variables de "résultat" (Abbring & van den Berg (2003)). Elle tient compte non seulement des effets de sélection et de l'endogénéité des pratiques d'activité réduite mais aussi des différences engendrées par le timing du premier épisode d'activité réduite.

Trois processus sont modélisés simultanément et reliés entre eux par des composantes inobservables représentant une hétérogénéité inobservable entre les individus. Le premier correspond au temps passé à rechercher un emploi avant d'interrompre la demande, le second au temps passé avant d'exercer une première activité réduite, sachant que ces deux durées peuvent être représentées comme des durées concurrentes.

Le troisième processus, conditionnel au fait d'avoir retrouvé un emploi, représente le temps de "non chômage" avant de retomber au chômage et d'entamer une nouvelle période de recherche d'emploi. Avec cette modélisation, l'effet de l'activité réduite va d'abord être capté à travers un double canal :

- par son effet possible sur une reprise d'emploi, que nous appellerons *effet de court terme*,
- par son effet possible sur la qualité et la stabilité de l'emploi, mesuré ici par le risque de retour au chômage, que nous appellerons *effet de long terme*.

Par ailleurs, ces effets vont en même temps prendre en compte l'hétérogénéité des pratiques d'activité réduite que nous avons mis en évidence au chapitre sur les pratiques d'activité réduite. L'originalité de notre évaluation par rapport aux précédentes études françaises (Granier & Joutard (1999), Gurgand (2002)), Fremigacci & Terracol (2013, 2014), Fontaine & Rochut (2014)) est qu'en plus du fait d'exercer ou non une activité réduite, nous avons aussi pris en compte l'intensité de ces pratiques mesurée par :

- les moments/mois où l'activité réduite est renouvelée au cours de la demande d'emploi identifiant le mode de pratique adopté,
- le nombre d'heures par mois passées en moyenne au sein d'une activité réduite depuis le moment où l'individu a démarré pour la première fois une période d'activité.

Dans un premier temps, nous allons supposer que tous ces effets - qu'ils soient de court ou long terme et qu'ils soient différenciés selon les pratiques - sont homogènes et s'appliquent à tous les demandeurs. Dans un second temps (section - *Hétérogénéité des effets ?*), nous permettons à ces effets d'être hétérogènes et de pouvoir varier selon plusieurs caractéristiques :
i) le fait de relever du régime spécifique des intérimaires ou du régime général ;
ii) les métiers exercés ;
iii) le niveau de formation (avoir suivi des études supérieures ou non) ;
iv) les classes d'âge.

Finalement, nous avons constitué des échantillons comparables, représentant des flux d'entrées au chômage au cours d'une même année et un suivi sur une période de 4 à 5 ans :

- Flux d'entrée au cours de l'année 2004 avec un suivi jusqu'en décembre 2008 (Echantillon 2004),
- Flux d'entrée au cours de l'année 2006 avec un suivi jusqu'en décembre 2010 (Echantillon 2006),
- Flux d'entrée au cours de l'année 2008 avec un suivi jusqu'en décembre 2012 (Echantillon 2008).

L'intérêt de ce découpage temporel est de permettre d'isoler un échantillon démarrant l'année où les nouvelles règles de cumul ont été appliquées (Echantillon 2006) ainsi qu'un échantillon de demandeurs démarrant leur recherche d'emploi au début de la crise économique de 2008 (Echantillon 2008). Tous les effets de l'activité réduite vont être alors estimés au cours de ces différentes périodes, permettant de rendre compte des évolutions temporelles possibles sur la place et le rôle de l'activité réduite dans l'insertion sur le marché du travail. En particulier, les chocs conjoncturels aussi importants que ceux connus lors de la crise de 2008 pourraient avoir transformé en profondeur les comportements vis-à-vis de ces formes d'emploi, aussi bien chez les employeurs que chez les demandeurs.

Remarquons que contrairement à de précédents travaux (Kyyrä et al. (2013), Kyyrä (2010), Godøy & Røed (2014), Fremigacci & Terracol (2013, 2014)), nous commençons par ne pas différencier ici les effets d'enfermement pendant la pratique d'une activité réduite des effets post-activité réduite dans la mesure où pendant l'épisode de demande, seuls les mois en activité réduite sont renseignés, et ne permettent pas d'identifier des épisodes d'activité réduite. Il est de plus fréquent d'avoir une alternance de mois en activité réduite et de mois sans activité réduite rendant difficile la modélisation de ces effets d'enfermement et la différenciation entre des effets "pendant le traitement" et des effets "post-traitement"¹⁰.

Il reste que les effets multiples rendent difficile l'évaluation de l'effet net total de l'activité réduite sur les deux aspects analysés, c'est-à-dire le retour vers l'emploi et le risque de retomber au chômage. Cela dépend potentiellement de la période de la demande d'emploi, du calendrier d'activité réduite au cours de l'épisode, de l'intensité de ces pratiques, des heures effectuées chaque mois passé en activité réduite ainsi que des caractéristiques du demandeur. Après estimation, nous avons donc procédé au calcul d'effets du traitement pour différents profils de demandeurs et différentes séquences et pratiques d'activité réduite. Cela revient à calculer : la différence entre l'espérance de la durée restante en emploi conditionnellement à une première activité réduite démarrée à l'issue d'une certaine durée s et l'espérance de la durée restante en emploi conditionnellement à être encore au chômage à l'issue de la durée s sans activité réduite, la différence entre

l'espérance de la durée avant de retomber au chômage conditionnellement à une séquence en activité réduite lors du dernier épisode de chômage et l'espérance de cette même durée conditionnellement à l'absence d'exercice d'activité réduite au cours de l'épisode précédent.

La section - *Le cadre d'analyse* - détaille la modélisation simultanée des durées par l'approche par "timing of events" et la méthode de calculs des effets moyens du traitement. La section - *Les effets estimés de l'activité réduite sur le chômage à court et à long terme* - présente les résultats des estimations et des simulations des effets moyens en mettant l'accent sur le rôle des mécanismes d'intéressement.

LE CADRE D'ANALYSE

L'approche par "timing of events" : une modélisation simultanée de durées

Comme la question fondamentale au cœur de notre évaluation microéconomique demeure de savoir si l'exercice d'une activité réduite est un "tremplin" vers un emploi durable ou une "trappe" à précarité, nous allons mesurer l'impact de l'activité réduite sur une double dimension : i) la sortie du chômage ; ii) et parmi les sortants, à défaut de disposer d'information sur la qualité de l'emploi recouvré comme Fontaine & Rochut (2014), le retour à un nouvel épisode de chômage. Pour ce faire, le cadre d'analyse retenu relève de l'évaluation des effets d'un "traitement" dynamique sur deux variables de résultat. Dans notre contexte, le traitement correspond au recours au dispositif d'activité réduite. Il est par nature *dynamique* dans la mesure où il peut intervenir à tout moment durant l'épisode de chômage. Cette dynamique du traitement peut être caractérisée par la durée écoulée avant d'exercer pour la première fois une activité réduite, T_{AR} . Nos deux variables de résultat caractérisant nos deux dimensions d'étude vont correspondre aussi à deux variables de durées : i) le temps passé avant de sortir du chômage et de retrouver un emploi, soit T_U la durée de chômage, ii) le temps passé avant de retomber dans un nouvel épisode de chômage, ce qui reviendra à considérer la durée de non-chômage, définie comme le temps écoulé entre deux épisodes de chômage consécutifs, T_{NU} .

Or, en général, la durée écoulée avant d'exercer une activité réduite ne peut pas être supposée indépendante des durées de chômage et d'emploi (ou non-chômage). Par exemple, les individus avec les niveaux d'allocations les plus élevés sont moins enclins à candidater à un

10. Néanmoins, une spécification alternative, présentée plus loin, est en cours d'estimation ; elle consiste à différencier les modes de pratique, réguliers ou ponctuels, et revient de fait à distinguer ce type d'effets.

emploi temporaire et en même temps, ont des taux de sortie plus faibles vers l'emploi (Bloemen (2002)). D'autre part, les individus fortement qualifiés qui ont des taux de sortie du chômage élevés, ne vont pas essayer d'occuper un emploi temporaire qui n'améliorerait pas leur capital humain ou leur réseau social. Ces caractéristiques inobservées parmi d'autres devraient influencer leur épisode d'emploi à la sortie du chômage et donc leur durée potentielle avant de retourner au chômage. C'est pourquoi, le traitement, à savoir la durée avant d'exercer une activité réduite, doit être modélisé conjointement avec les 2 variables de résultat considérées. Nous estimons un modèle d'équations simultanées afin de tenir compte, à la fois du phénomène de sélection endogène des pratiques d'activité réduite et des effets corrélés de l'hétérogénéité individuelle inobservable entre les 3 durées T_{AR} , T_U et T_{NU} . Pour l'évaluation empirique de ce traitement dynamique, le recours à l'approche par "timing of events" (Abbring & van den Berg (2003)) paraît naturel, comme l'a fait la majorité des travaux étudiant l'impact de l'activité réduite sur les trajectoires professionnelles.

Nous commençons par présenter la modélisation jointe des durées de chômage TU et des temps écoulés avant d'exercer une activité réduite TAR avant d'introduire la durée de non-chômage TNU. Nous exposerons ensuite rapidement la construction de la vraisemblance de ce système d'équations simultanées tenant compte des effets corrélés d'hétérogénéité individuelle.

Suivant la méthode de Abbring & van den Berg (2003), l'effet causal de l'activité réduite sur la durée de chômage est modélisé au travers de la réalisation de T_{AR} sur la distribution de T_U . Toutefois, ces auteurs précisent les principes d'identification de cet effet causal :

- Le premier repose sur la *variation* du moment où le demandeur exerce une activité réduite et du moment où il retrouve un emploi.
- Le second repose sur l'*hypothèse de non anticipation* stipulant qu'avant la participation au dispositif, les chances de sortie du chômage ne sont pas modifiées.
- Le modèle va bien identifier un lien causal si la participation au dispositif est suivi de très près d'une sortie du chômage, ceci sans que le temps écoulé avant de bénéficier du dispositif importe.

En partant de ces principes, les distributions des durées d'intérêt peuvent être spécifiées et estimées à l'aide

de deux fonctions de hasard $\Theta_U(t|T_{AR} = s, x, z_t, v_U)$ et $\Theta_{AR}(t|, x, z_t, v_{AR})$ où les termes d'hétérogénéité inobservée v_U et v_{AR} associés respectivement à T_U et T_{AR} peuvent être corrélés.

La corrélation entre ces termes est à l'origine du caractère endogène possible du traitement qui transiterait alors par un mécanisme de sélection par des inobservables. Plus précisément, disposant de données mensuelles, nous faisons le choix de spécifier les fonctions de hasards en temps discret, retenant la spécification flexible, de forme complémentaire log-log (Caliendo, Künn & Uhlenhorff (2012)) :

$$\theta_U(t|T_{AR} = s, x, z_t, v_U) = 1 - \exp \left[- \exp (\lambda_{U_t} + x\beta_U + z_t\alpha_U + \delta(t|s, x, z_t) + v_U) \right] \quad (17)$$

et

$$\theta_{AR}(t|, x, z_t, v_{AR}) = 1 - \exp \left[- \exp (\lambda_{AR_t} + x\beta_{AR} + z_t\alpha_{AR} + v_{AR}) \right] \quad (18)$$

où v_U et v_{AR} représentent les facteurs d'hétérogénéité inobservables propres à chaque événement - respectivement, la fin de la recherche d'emploi et l'exercice pour la première fois d'une activité réduite au cours de la demande d'emploi. Les variables explicatives communes aux deux processus sont soit fixes, x , soit peuvent varier au cours de l'épisode de chômage, z_t . L'effet causal de l'activité réduite sur le taux de sortie du chômage est capté par la fonction $\delta(t|s, x, z_t)$. A minima, nous aurions pu définir cette fonction de la façon suivante :

$$\delta^I(t|s, x) \equiv \alpha^I I_{\{t \geq T_{AR}=s\}}. \quad (19)$$

Toutefois, nous préférons retenir une autre fonction pour $\delta(t|s, x, z_t)$, intégrant la diversité du traitement, et rendant compte de l'hétérogénéité des pratiques d'activité réduite au cours de l'épisode de chômage, à savoir :

$$\delta^{II}(t|s, x) \equiv \alpha_1^{II} I_{\{t \geq T_{AR}=s\}} + \alpha_2^{II} I_{\{t \geq T_{AR}=s\}} \overline{Heur}_t \quad (20)$$

où \overline{Heur}_t représente le nombre moyen d'heures de travail mensuel en activité réduite depuis le 1^{er} mois s d'exercice ¹¹.

Comme nos données nous permettent de suivre les individus pendant une période de 4-5 ans, nous pouvons observer des demandeurs qui sortent du chômage mais qui y retournent une fois leur épisode d'emploi terminé. Ainsi, nous allons pouvoir modéliser l'effet de l'activité réduite sur la récurrence au chômage, grâce au troisième processus de durée T_{NU} , la durée de non-chômage :

11. Nous avons aussi essayé une autre fonction permettant de traiter l'hétérogénéité des pratiques d'activité réduite et qui devrait permettre de vérifier la robustesse de nos résultats : $\delta^{III}(t|s, x) \equiv \alpha_1 I_{\{t \geq T_{AR}=s\}} + \alpha_2 I_{\{t \geq T_{AR}=s\}} \overline{Heur}_t + \alpha_3 I_{\{AR_t=1\}}$, avec AR_t une variable indiquant la pratique d'une AR au cours du mois t. Toutefois les résultats de cette spécification sont en cours d'estimation.

où v_{NU} sont les caractéristiques individuelles inobservées influençant la récurrence du chômage. De nouveau, v_{NU} est laissé pouvoir être corrélé avec les autres termes

$$\theta_{NU}(t|x, z_t, v_{NU}) = 1 - \exp[-\exp(\lambda_{NU}t + x\beta_{NU} + z_t\alpha_{NU} + v_{NU})] \quad (21)$$

d'hétérogénéité individuelle inobservable v_U et v_{AR} . Les variables x contiennent des variables reflétant la situation du demandeur par rapport à l'activité réduite lors de son précédent épisode de chômage. Ainsi, certains paramètres de β_{NU} vont ici mesurer l'impact de l'activité réduite sur la récurrence du chômage.

En pratique, il est nécessaire de caractériser la distribution jointe des termes (v_U, v_{AR}, v_{NU}). Pour ce faire, plusieurs approches ont été proposées dans la littérature. Nous retenons une adaptation de l'approche non-paramétrique développée par Heckman & Singer (1984) : nous spécifions ainsi une distribution non-paramétrique discrète G des termes d'hétérogénéité à partir de deux points de support en supposant que les individus sont répartis selon une probabilité p entre deux types particuliers définis par un vecteur de points

$$l_U = \left[\frac{\theta_U(t|T_{AR} = s, x, z_t, v_U)}{1 - \theta_U(t|T_{AR} = s, x, z_t, v_U)} \right]^{d_U} S_U(t|T_{AR} = s, x, z_t, v_U) \quad (24)$$

$$l_{AR} = \left[\frac{\theta_{AR}(t|x, z_t, v_{AR})}{1 - \theta_{AR}(t|x, z_t, v_{AR})} \right]^{d_{AR}} S_{AR}(t|x, z_t, v_{AR}) \quad (25)$$

$$l_{NU} = \left[\frac{\theta_{NU}(t|x, z_t, v_{NU})}{1 - \theta_{NU}(t|x, z_t, v_{NU})} \right]^{d_{NU}} S_{NU}(t|x, z_t, v_{NU}) \quad (26)$$

étant donné que $G(\cdot)$ est la fonction de répartition des termes d'hétérogénéité inobservée, d_U vaut 1 s'il y a reprise d'emploi (durée de chômage complète) et 0 si la durée de chômage est censurée en t , d_{AR} vaut 1 si la durée T_{AR} est complète (le 1^{er} exercice d'AR survient avant la reprise d'un emploi) et 0 si la durée T_{AR} est censurée en t et d_{NU} vaut 1 si la durée T_{NU} est complète (l'individu est retourné au chômage après un épisode d'emploi) et 0 si la durée T_{NU} est censurée en t et que les fonctions $S_J(\cdot)$ représentent les fonction de survie en temps discret qui s'expriment comme un produit de fonctions complémentaire au hasard :

$$S_J(t) = \prod_{l=1}^t [1 - \theta_J(l)] \quad \text{où } J = U, AR \text{ ou } NU. \quad (27)$$

de support : $v^1 = (v_U^1, v_{AR}^1, v_{NU}^1)$ avec la probabilité $p^1 = p = P(v_U = v_U^1, v_{AR} = v_{AR}^1, v_{NU} = v_{NU}^1)$ et $v^2 = (v_U^2, v_{AR}^2, v_{NU}^2)$ avec la probabilité $p^2 = (1 - p)$. L'un des points de support doit être normalisé à zéro ($v^2 = (0, 0, 0)$) car les taux de hasard de base agissent comme un terme constant sur les taux de sorties.

Tous les paramètres des fonctions de hasard (17), (18) et (21) vont être estimés simultanément en utilisant la technique du maximum de vraisemblance à information complète. Sous les conditions précédentes, la vraisemblance inconditionnelle vis-à-vis de l'hétérogénéité s'écrit :

$$L = \int_{v_U} \int_{v_{AR}} \int_{v_{NU}} L(T_U, T_{AR}, T_{NU}|x, z, v_U, v_{AR}, v_{NU}) dG(v_U, v_{AR}, v_{NU}) \quad (22)$$

avec

$$L(T_U, T_{AR}, T_{NU}|x, z, v_U, v_{AR}, v_{NU}) = \prod_{i=1}^n l_U \cdot l_{AR} \cdot l_{NU}^{d_U} \quad (23)$$

sachant que

Selon l'approche non-paramétrique, les intégrales dans l'équation (22) peuvent être remplacées par une somme finie :

$$L = \sum_q p_q \cdot L(T_U, T_{AR}, T_{NU}|x, z, v_U^q, v_{AR}^q, v_{NU}^q) \quad (28)$$

Il est possible d'écrire P_q comme une fonction logistique afin de s'assurer qu'elle soit bien comprise entre zéro et un. Ainsi, nous estimerons $\pi_1 = 1/(1 + \exp(p))$ et $\pi_2 = \exp(p)/(1 + \exp(p))$. Leur substitution dans l'équation précédente donne la fonction de vraisemblance qui va être maximisée.

Les résultats de ces estimations sont exposés dans les tableaux 8, 9 et 10 en fonction du flux de demandeurs d'emploi considéré. Pour des raisons calculatoires, nous avons restreint l'échantillon aux seuls demandeurs de la région Ile-de-France. Nous écartons de plus la catégorie spécifique des intérimaires qui devrait plus tard faire l'objet d'un traitement à part. Par souci de parcimonie, les résultats concernant les durées écoulées avant d'exercer une activité réduite T_{AR} n'ont pas été reportés car ils différeraient peu de ceux obtenus lors de l'étude des pratiques extensives d'activité réduite (tableau 1).

Simulation de l'effet moyen du traitement sur la sortie du chômage

Même une fois les paramètres du système d'équations simultanées précédents estimés, l'appréciation globale des effets de l'activité réduite sur la sortie du chômage et sur un retour à plus long terme au chômage reste complexe. Elle va dépendre à la fois du moment où l'activité réduite s'exerce pour la première fois au cours de la demande d'emploi, de la pratique choisie à partir de là ainsi que des caractéristiques individuelles et de la situation conjoncturelle.

Afin de réaliser cette évaluation, nous devons préciser l'indicateur de l'effet moyen du traitement. En effet, nous pouvons définir plusieurs effets (moyens) des pratiques d'activités réduites parmi les demandeurs d'emploi en ayant exercé une ("les traités") à une date donnée s (définissant le moment où l'activité réduite est intervenue).

$$\begin{aligned}
 ATET_{\tau}^I(s) &= & (29) \\
 P(T_U(s) > \underbrace{s + \tau}_t | T_{AR} = s, T_U(s) > s) - \\
 P(T_U(\infty) > s + \tau | T_{AR} = s, T_U(s) > s) \\
 ATET_{\tau}^I(s) &= \underbrace{S_U^1(s + \tau | T_{AR} = s, T_U(s) > s)} - \\
 &\quad \underbrace{S_U^0(s + \tau | T_{AR} = s, T_U(s) > s)}_{S_U^0(s, t)}
 \end{aligned}$$

Cet effet pourrait d'abord être représenté à partir des probabilités de continuer à être demandeur d'emploi à une date ultérieure t - conditionnelles au fait que l'exercice d'activité réduite soit intervenu en s ($T_{AR} = s$) et que le demandeur ne soit pas sorti du chômage jusque-là ($T_U(s) > s$):

$ATET_{\tau}^I(s)$ mesure bien l'effet moyen du traitement appliqué en s sur la probabilité conditionnelle de "survie" en t , (c'est-à-dire dans notre contexte continuer à rester dans le même état dans l'intervalle $[s, t]$)

comparée à la probabilité de survie sur ce même intervalle de temps que le demandeur aurait atteint s'il n'avait jamais été traité ($s = \infty$). Ici la survie tronquée $S^0(s + \tau | T_{AR} = s, T_U(s) > s)$ n'a pas de contre-partie empirique car elle dépend de la durée contrefactuelle $T_U(\infty)$. Sous des hypothèses d'identification, cette dernière peut néanmoins être estimée à partir du groupe des demandeurs n'ayant encore jamais exercé d'activité réduite en s , appliquant une des méthodes usuelles d'appariement (le plus proche voisin par exemple). Nous pouvons alors procéder à la comparaison des survies conditionnelles par des estimations non paramétriques (Crépon, Ferracci, Jolivet & van den Berg (2009), Vikström (2014)).

Toutefois, ici, afin de pouvoir disposer d'une mesure globale des effets de l'activité réduite, nous préférons comparer les durées restantes au chômage suivant ou non l'exercice d'une activité intervenant pour la première fois à l'issue d'une durée s :

$$\begin{aligned}
 ATET^{II}(s) &= E(T_U - s | T_{AR} = s, T_U \geq s, x) - \\
 &\quad E(T_U - s | T_{AR} = \infty, T_U \geq s, x)
 \end{aligned} \tag{30}$$

$ATET^{II}(s)$ permet de mesurer l'effet d'exercer une activité réduite à l'issue d'une ancienneté de chômage s , sachant que le demandeur était jusque-là resté au chômage, sur la durée de chômage restante attendue en la comparant à la durée restante attendue dans la situation contrefactuelle où le traitement n'aurait pas eu lieu. Cette mesure est alors $ATET^{II}(s)$ permet de mesurer l'effet d'exercer une activité réduite à l'issue d'une ancienneté de chômage s , sachant que le demandeur était jusque-là resté au chômage, sur la durée de chômage restante attendue en la comparant à la durée restante attendue dans la situation contrefactuelle où le traitement n'aurait pas eu lieu. Cette mesure est alors calculée sur la base des estimations des fonctions de hasard dans les deux cas de figure, avec une pratique d'activité réduite démarrant en s et une situation contrefactuelle sans exercer à n'importe quel moment une activité réduite. Pour le vérifier, détaillons l'expression de l'espérance tronquée de la durée :

$$\begin{aligned}
 E(T_U - s | T_{AR} = s, T_U \geq s, x) \\
 = \frac{\int_s^{+\infty} S_U(v | T_{AR} = s, x) dv}{S_U(s | T_{AR} = s, x)}
 \end{aligned}$$

En adoptant une approche discrète - l'unité de temps est ici le mois - et en limitant l'horizon du temps à 60 mois, l'espérance tronquée peut être réécrite en fonction des survies tronquées :

$$E(T_U - s | T_{AR} = s, T_U \geq s, x) = \frac{\sum_{j=s}^{60} S_U(j | T_{AR} = s, x)}{S_U(s | T_{AR} = s, x)}$$

Étant donné que chaque fonction de survie peut s'écrire comme un produit de fonction de survie tronquée,

$$S_U(t | T_{AR} = s, x) = \prod_{j=1}^{t-1} P(T_U \geq j + 1 | T_{AR} = s, T_U \geq j, x),$$

l'espérance (tronquée) du temps restant au chômage s'exprime comme une agrégation des survies tronquées successives démarrant en s :

$$E(T_U - s | T_{AR} = s, T_U \geq s, x) = 1 + \sum_{t=s}^{60-1} \left[\prod_{j=1}^{t-1} P(T_U \geq j + 1 | T_{AR} = s, T_U \geq j, x) \right]$$

En utilisant le fait qu'en temps discret, la fonction de survie tronquée s'exprime immédiatement en fonction du hasard discret :

$$\begin{aligned} P(T_U \geq t + 1 | T_{AR} = s, T_U \geq t, x) &= 1 - P(T_U = t | T_{AR} = s, T_U \geq t, x) \\ &= 1 - \theta_U(t | T_P = s, x, v_U) \\ &= \exp(x\beta_U + \lambda_{tU} + z_t\alpha_U + \delta(t | s, x) + v_U), \end{aligned}$$

et nous trouvons que l'effet moyen de l'activité réduite sur la sortie du chômage peut se calculer selon l'expression suivante :

$$\begin{aligned} ATET^{II}(s) &= \sum_{t=s+1}^{60} \exp \left[-\exp(x\beta_U + v_U) \left(\sum_{j=1}^{t-1} \exp(\lambda_{jU} + z_j\alpha_U + \delta(j | s, x)) \right) \right] \\ &\quad - \sum_{t=s+1}^{60} \exp \left[-\exp(x\beta_U + v_U) \left(\sum_{j=1}^{t-1} \exp(\lambda_{jU} + z_j\alpha_U) \right) \right]. \end{aligned}$$

Dans la pratique, des calculs différenciés ont été effectués de cet effet moyen pour différents modes de pratique de l'activité réduite et nos 3 années d'étude (2004, 2006, 2008). Ils sont reportés dans le [tableau 11](#) et varient en fonction de la date de début de l'activité réduite dans l'épisode de chômage et du volume horaire moyen de cette pratique. Plus précisément, nous supposons ici une pratique régulière, c'est-à-dire renouvelée dès le premier mois en activité réduite, positionnée alternativement au 1^{er}, ou 6^e, 12^e ou encore au 24^e mois de chômage (dans ces trois derniers cas, la demande d'emploi est alors toujours active respectivement au 6^e, 12^e et 24^e mois)¹².

3 volumes horaires de travail sont appliqués alternativement, 30h, 75h et 150h. A partir des estimations du modèle, l'effet moyen de ces différentes pratiques sur le temps restant au chômage depuis le 1^{er} mois en AR a alors été mesuré pour un demandeur au profil inchangé (on conserve le profil 1 retenu jusque-là).

En utilisant une méthodologie similaire à celle du calcul de *ATET II* (s) et là-encore en différenciant selon plusieurs modes de pratique de l'activité réduite, nous avons calculé les effets moyens de l'activité réduite sur le temps avant de retomber au chômage, qui sont désormais basés sur la fonction de hasard modélisant la récurrence au chômage (durée de non chômage). Ces effets simulés sont reportés dans le [tableau 12](#).

LES EFFETS ESTIMÉS DE L'ACTIVITÉ RÉDUITE SUR LE CHÔMAGE À COURT ET À LONG TERME

Avant de commenter l'impact des différentes pratiques d'activité réduite sur les trajectoires professionnelles, nous pouvons remarquer que nos estimations sont cohérentes avec un certain nombre de faits stylisés de la littérature concernant les durées de chômage. Par exemple, dans les tableaux 8, 9 et 10, il ressort que les demandeurs d'emploi non diplômés ou peu diplômés ont plus de difficultés à sortir du chômage et une fois sortis, sont plus susceptibles d'y retourner. Les bénéficiaires des minima sociaux sont exactement confrontés aux mêmes phénomènes. De même, par rapport aux cadres, les ouvriers spécialisés et les manœuvres mettent plus de temps à retrouver un emploi, qui se trouve être en moyenne de plus mauvaise qualité au vu de leur plus fort taux de récurrence au chômage ensuite. Il n'est pas non plus surprenant d'observer que les demandeurs d'emploi inscrits sur les listes de Pôle emploi à la suite d'une démission ou d'une fin de contrat à durée déterminée sont ceux qui sortent le plus rapidement du chômage mais pour des situations favorisant un retour rapide au chômage pour les derniers.

12. Avec les futures estimations issues d'une spécification des effets plus riches – fonction $\delta^{III}(t | s, x)$ (voir note de bas de page 1) –, tenant compte des mois d'AR réellement exercés, nous pourrions postuler un mode de pratique alternatif, irrégulier et ponctuel et envisager d'autres scénarios

TABLEAU 8

**ESTIMATION DU MODÈLE DE "TIMING OF EVENTS" POUR
 L'ÉCHANTILLON 2004 - DEMANDEURS DU RÉGIME GÉNÉRAL
 EN ÎLE-DE-FRANCE**

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
1. Effets des facteurs fixes				
Caractéristiques individuelles				
Homme	.067	0.055	0.022	0.06
Français	0.416	0.073	-0.226	0.088
Marié	0.130	0.057	-0.190	0.071
Bénéficiaire des minima sociaux	-1.088	0.096	0.180	0.121
<i>Age (Réf. : plus de 50 ans)</i>				
moins de 20 ans	0.254	0.184	0.159	0.222
entre 20 et 25 ans	0.432	0.152	-0.014	0.187
entre 25 et 30 ans	0.429	0.146	-0.218	0.181
entre 30 et 35 ans	0.305	0.143	-0.126	0.178
entre 35 et 40 ans	0.358	0.142	-0.040	0.174
entre 40 et 45 ans	0.272	0.143	0.115	0.175
entre 45 et 50 ans	0.415	0.148	-0.076	0.183
<i>Niveau de diplôme (Réf. : Niveau 1)</i>				
Niveau 6	-0.636	0.116	0.236	0.151
Niveau 5	-0.443	0.101	0.187	0.135
Niveau 4	-0.426	0.098	0.039	0.131
Niveau 3	-0.106	0.091	0.123	0.124
Niveau 2	-0.449	0.100	0.071	0.131
Diplômé	0.072	0.058	-0.063	0.070
Passé professionnel				
Sans. passé de chômage	0.029	0.117	-0.202	0.137
Durée passée de chômage	-0.020	0.013	0.008	0.013
Durée de chômage de l'épisode précédent	0.009	0.013	-0.011	0.014
Durée écoulée entre deux épisodes de chômage	0.007	0.009	0.018	0.011
Traitement : exercice d'une AR	0.448	0.105	-	-
Nombre d'heures en AR en moyenne depuis la 1 ^{ère} AR	0.003	0.001	-	-
<i>Motifs d'inscription à Pôle emploi (Réf. : Autres)</i>				
Licenciement économique	0.208	0.109	-0.281	0.148
Autres licenciements	0.366	0.076	0.011	0.093
Démission	0.508	0.111	-0.019	0.140
Fin de contrat	0.636	0.075	0.021	0.093
Fin intérim	0.198	0.176	0.047	0.215
Reprise activité	0.032	0.092	0.230	0.118
Expérience dans le métier recherché	0.007	0.005	0.008	0.006

Conformément à la littérature économique, notamment sur la dépréciation du capital humain et le rôle du signalement, les demandeurs qui ont les durées passées au chômage les plus longues ont davantage de difficultés à sortir du chômage.

En ce qui concerne les variables caractérisant les mécanismes d'intéressement, nous observons que les taux de sortie et dans une moindre mesure de retour au chômage sont significativement influencés par la filière d'indemnisation du demandeur d'emploi. Les filières courtes et à 2 ans sont plus propices à un maintien dans le chômage à court terme. Il en est de même pour le taux brut de remplacement qui joue positivement sur la probabilité de sortir du chômage, avec un effet croissant sur la période 2004-2008. En revanche, de façon conforme aux arguments théoriques sur les systèmes d'indemnisation chômage, nous trouvons que les individus percevant des allocations ont des sorties du chômage plus tardives.

L'effet à court terme de l'activité réduite : la sortie du chômage

Les tableaux 8, 9 et 10 mettent aussi en évidence que la pratique d'une activité réduite accélère la sortie du chômage et ce pour nos 3 années considérées. D'ailleurs, l'ampleur de cet impact semble augmenter progressivement sur la période 2004-2008. L'intensité de la pratique d'une activité réduite semble aussi avoir son importance. Plus le nombre moyen d'heures exercées en activité réduite depuis sa première pratique est élevé, plus la sortie du chômage sera précoce. Là-encore, cet effet semble s'être accru en 2004 et 2008.

Afin d'illustrer ces phénomènes, examinons l'effet moyen de différentes pratiques d'activité réduite sur le temps restant au chômage depuis le 1^{er} mois d'activité réduite pour un demandeur d'emploi de profil 1 (tableau 11).

Globalement, dans le cadre de pratiques durables d'AR à volume horaire constant, nous observons un gain de temps systématique et significatif qui va permettre au demandeur de sortir du chômage plus tôt qu'un demandeur délaissant toute pratique d'activité réduite. Ainsi pour une pratique régulière, entamée dès le début de l'épisode, des demandeurs inscrits au chômage en 2004, ce gain s'élève, en moyenne, entre 3 et 5 mois selon l'intensité de la pratique d'activité réduite : passer d'un volume horaire à mi-temps à un volume horaire à temps plein permet en particulier un gain de temps supérieur de 28 %.

Par ailleurs, une pratique plus tardive mais toujours régulière continue à réduire significativement le temps restant au chômage depuis le début de l'activité réduite

L'évolution de ces effets au cours des années calendaires est sensible puis très large durant la crise. Ces gains s'accroissent en effet de 23 % en moyenne pour les demandeurs de 2006 mais fait plus que doubler à partir de 2008 et au cours des années de crise. De plus, le gain additionnel lié à l'intensité de la pratique reste significatif et élevé en 2006 et 2008 même s'il baisse en pourcentage : plus de 20 % pour une activité réduite de 150h par rapport à une activité réduite de 75h.

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
<i>Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : Cadre)</i>				
Manœuvre	-0.434	0.246	0.917	0.285
Ouvrier spécialisé	-0.614	0.196	0.820	0.222
Ouvrier qualifié	-0.194	0.133	0.384	0.165
Employé non qualifié	-0.644	0.106	0.376	0.134
Employé qualifié	-0.321	0.082	0.272	0.109
Technicien, agent de maîtrise	-0.224	0.098	0.075	0.132
Emploi recherché				
<i>Secteur du métier recherché (Réf. : Autres)</i>				
Agriculture	0.737	0.249	0.137	0.275
Commerce	0.212	0.100	-0.114	0.126
BTP	0.215	0.139	-0.180	0.178
Hôtellerie- Restauration	0.073	0.125	-0.076	0.160
Industrie	0.170	0.119	-0.310	0.159
Maintenance	0.257	0.149	-0.108	0.186
Santé	0.152	0.163	-0.196	0.209
Services	-0.025	0.096	0.063	0.121
Support	0.094	0.083	-0.014	0.107
Transport	0.127	0.123	-0.096	0.154
<i>Contrat recherché</i>				
CDI	0.367	0.119	0.001	0.147
Temps complet	0.550	0.100	0.065	0.128
<i>Filière d'indemnisation (Réf. : plus de 2 ans)</i>				
Filière courte	0.398	0.087	0.237	0.097
Filière 1 an	-0.269	0.293	0.752	0.303
Filière 2 ans	0.519	0.073	-0.038	0.078
Facteurs d'hétérogénéité				
v^1	-	-	-2.439	0.118
v^1	-	-	-0.152	0.111
v^1	-	-	-0.279	0.294
π_1	-	-	0.407	0.126
2. Effets des facteurs dépendant du temps au cours de l'épisode de chômage				
Taux de chômage local	-0.042	0.015		
Présence d'AC	-2.068	0.135		
Taux brut de remplacement	0.963	0.224		
3. Effets des facteurs relatifs au dernier épisode de chômage et à sa sortie en 2004				
Exercice d'une AR à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	0.197	0.099
Nombre d'heures en AR en moyenne à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.003	0.001
Indicateur d'intensité en AR	-	-	0.012	0.083
Temps écoulé avant l'exercice d'une 1 ^{ère} AR	-	-	0.021	0.007
Longueur de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.003	0.006
Taux de chômage local	-	-	-0.002	0.019

TABLEAU 9

ESTIMATION DU MODÈLE DE "TIMING OF EVENTS" POUR L'ÉCHANTILLON 2006 - DEMANDEURS DU RÉGIME GÉNÉRAL EN ÎLE-DE-FRANCE

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
1. Effets des facteurs fixes				
Caractéristiques individuelles				
Homme	-0.011	0.058	-0.008	0.070
Français	0.499	0.074	-0.142	0.092
Marié	0.056	0.060	-0.116	0.072
Bénéficiaire des minima sociaux	-0.826	0.102	0.342	0.121
<i>Age (Réf. : plus de 50 ans)</i>				
moins de 20 ans	-0.164	0.175	-0.023	0.196
entre 20 et 25 ans	-0.190	0.144	-0.507	0.158
entre 25 et 30 ans	-0.136	0.136	-0.585	0.150
entre 30 et 35 ans	-0.134	0.132	-0.588	0.146
entre 35 et 40 ans	-0.201	0.130	-0.446	0.143
entre 40 et 45 ans	-0.209	0.131	-0.408	0.144
entre 45 et 50 ans	-0.390	0.139	-0.193	0.151
<i>Niveau de diplôme (Réf. : Niveau 1)</i>				
Niveau 6	-0.358	0.121	0.174	0.154
Niveau 5	-0.355	0.107	0.195	0.138
Niveau 4	-0.260	0.103	0.116	0.131
Niveau 3	0.001	0.102	0.090	0.130
Niveau 2	0.005	0.104	0.111	0.134
Diplomé	0.232	0.061	-0.103	0.072
Passé professionnel				
Sans. passé de chômage	-0.123	0.097	-0.254	0.115
Durée passée de chômage	-0.012	0.005	0.008	0.006
Durée de chômage de l'épisode précédent	-0.002	0.005	0.001	0.006
Durée écoulée entre deux épisodes de chômage	-0.003	0.004	0.004	0.004
Traitement : exercice d'une AR	0.739	0.092	-	-
Nombre d'heures en AR en moyenne depuis la 1 ^{ère} AR	0.004	0.001	-	-
<i>Motifs d'inscription à Pôle Emploi (Réf. : Autres)</i>				
Licenciement économique	0.354	0.115	-0.110	0.144
Autres licenciements	0.354	0.080	0.068	0.097
Démission	0.605	0.124	0.102	0.144
Fin de contrat	0.801	0.079	0.066	0.096

L'effet à long terme de l'activité réduite : le retour vers le chômage

Intéressons-nous maintenant à l'effet de l'activité réduite sur la qualité de l'emploi recouvré. Nous l'évaluons indirectement à travers l'effet des différentes pratiques d'activité sur les risques de retomber au chômage, après être sorti du dernier épisode de chômage où l'activité réduite s'est exercée.

Les tableaux 8, 9 et 10 montrent qu'assez peu de variables rendant compte de la diversité des pratiques d'activité réduite sont significatives sur le retour au chômage pour les sortants. Le volume horaire moyen de l'activité réduite ainsi que l'exercice d'une activité réduite sont néanmoins significatives mais de signe opposé. L'effet net s'avère donc largement indéterminé.

Un exercice similaire d'évaluation des effets moyen "de traitement" a donc de nouveau été réalisé et devrait permettre d'avoir une idée plus précise de l'effet net : la pratique d'AR qui, on vient de le voir, accélère la sortie du chômage, assure-t-elle dans le même temps une plus grande stabilité dans l'emploi, et empêche, par la qualité de l'emploi recouvré et/ou de l'appariement réalisé entre l'emploi et le demandeur, un retour au chômage ? Ou bien conduit-elle à se porter et accepter des emplois moins satisfaisants qui impliquent un retour au chômage plus rapide en moyenne ?

Une pratique régulière d'activité réduite est de nouveau retenue comme cadre d'évaluation. Elle peut néanmoins commencer à différents moments de l'épisode de chômage et pour différents

volumes horaires mensuels moyen – 30 h, 75 h ou 150 h. Les effets moyens estimés pour ces différents cas de figure sont reportés dans le tableau 12.

Pour les demandes 2004, quel que soit le cas de figure envisagé, les effets nets sont (faiblement) négatifs mais à aucun moment significatifs. Il en va de même pour 2006, même si les valeurs estimées, toutes négatives, sont de plus grande ampleur. Nous retrouvons ici un résultat obtenu de différentes manières par Fremigacci & Terracol (2013, 2014) et Fontaine & Rochut (2014) qui n'indiquaient aucun effet significatif d'une pratique (qu'ils supposaient homogène) d'activité réduite sur la qualité de l'emploi obtenu.

Il est en revanche possible que la pratique régulière d'activité réduite en 2008 qui d'un côté permet d'obtenir un emploi plus rapidement pourrait aussi aller de pair avec une moindre qualité de l'emploi recouvert et accélérer un retour plus rapide au chômage. Même si l'intervalle de confiance sur la perte réelle de temps d'emploi attribuée à cette pratique d'activité réduite reste peu précis, cette interruption plus rapide de l'emploi semble surtout survenir lorsque la marge est peu intensive : une activité réduite exercée à temps plein protégerait en effet les demandeurs d'un retour plus rapide au chômage. Ce résultat reste néanmoins à confirmer.

Hétérogénéité des effets ?

Le modèle de "timing of events" a été ré-estimé en permettant aux effets des facteurs significatifs d'activité réduite d'être différenciés suivant les métiers recherchés, les qualifications ou bien les classes d'âge ou encore le niveau de

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
Ouvrier spécialisé.	-0.518	0.225	0.338	0.256
Ouvrier qualifié	-0.228	0.145	0.384	0.174
Employé non qualifié	-0.349	0.115	-0.016	0.142
Employé qualifié	-0.092	0.091	0.221	0.112
Technicien, agent de maîtrise	-0.182	0.109	0.189	0.135
Emploi recherché				
<i>Secteur du métier recherché (Réf. : Autres)</i>				
Agriculture	-0.599	0.358	-0.310	0.473
Commerce	0.286	0.103	0.109	0.126
BTP	0.494	0.142	0.124	0.173
Hôtellerie- Restauration	0.133	0.130	0.240	0.154
Industrie	0.420	0.139	-0.174	0.177
Maintenance	0.291	0.163	-0.381	0.224
Santé	0.170	-0.047	0.209	-
Services	0.103	0.101	0.174	0.124
Support	0.258	0.090	-0.046	0.115
Transport	0.227	0.127	0.112	0.154
<i>Contrat recherché</i>				
CDI	0.367	0.128	-0.347	0.145
Temps complet	0.589	0.102	-0.174	0.121
<i>Filière d'indemnisation (Réf. : plus de 2 ans)</i>				
Filière courte	0.671	0.092	0.127	0.100
Filière 1 an	0.486	0.138	0.166	0.148
Filière 2 ans	0.705	0.084	0.019	0.082
Facteurs d'hétérogénéité				
v^1	-	-	-2.410	0.132
v^1	-	-	-0.371	0.098
v^1	-	-	-0.835	0.426
π_1	-	-	0.302	0.149
2. Effets des facteurs dépendant du temps au cours de l'épisode de chômage				
Taux de chômage local	-0.101	0.017		
Présence d'AC	-2.025	0.154		
Taux brut de remplacement	1.219	0.257		
3. Effets des facteurs relatifs au dernier épisode de chômage et à sa sortie en 2006				
Exercice d'une AR à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.078	0.095
Nombre d'heures en AR en moyenne à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	0.001	0.001
Indicateur d'intensité en AR	-	-	-0.024	0.035
Temps écoulé avant l'exercice d'une 1 ^{ère} AR	-	-	0.018	0.007
Longueur de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.001	0.007
Taux de chômage local	-	-	-0.071	0.021

TABLEAU 10

**ESTIMATION DU MODÈLE DE "TIMING OF EVENTS" POUR
 L'ÉCHANTILLON 2008 - DEMANDEURS DU RÉGIME GÉNÉRAL
 EN ÎLE-DE-FRANCE**

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
1. Effets des facteurs fixes				
Caractéristiques individuelles				
Homme	-0.003	0.064	-0.046	0.070
Français	0.351	0.083	-0.094	0.091
Marié	0.071	0.062	0	0.069
Bénéficiaire des minima sociaux	-0.995	0.106	0.201	0.127
<i>Age (Réf. : plus de 50 ans)</i>				
moins de 20 ans	0.091	0.188	0.274	0.193
entre 20 et 25 ans	0.231	0.144	-0.057	0.152
entre 25 et 30 ans	-0.013	0.137	-0.464	0.149
entre 30 et 35 ans	-0.178	0.137	-0.308	0.145
entre 35 et 40 ans	-0.041	0.132	-0.131	0.136
entre 40 et 45 ans	-0.147	0.131	-0.229	0.136
entre 45 et 50 ans	-0.222	0.139	-0.308	0.148
<i>Niveau de diplôme (Réf. : Niveau 1)</i>				
Niveau 6	-0.626	0.133	0.320	0.153
Niveau 5	-0.521	0.114	0.232	0.132
Niveau 4	-0.420	0.109	0.119	0.127
Niveau 3	-0.151	0.102	0.042	0.120
Niveau 2	-0.205	0.108	0.140	0.127
Diplômé	0.167	0.068	-0.116	0.072
Passé professionnel				
Absence d'épisodes passés de chômage	0.051	0.095	-0.197	0.102
Fin intérim	0.180	0.180	0.319	0.189
Reprise activité	0.306	0.124	0.270	0.138
Expérience dans le métier recherché	0.018	0.005	-0.001	0.006
<i>Catégorie socioprofessionnelle (Réf. : Cadre)</i>				
Manoeuvre	-0.360	0.355	0.363	0.359
Ouvrier spécialisé.	-0.157	0.220	0.203	0.240
Ouvrier qualifié	-0.229	0.153	0.206	0.177
Employé non qualifié	-0.338	0.122	0.221	0.138
Employé qualifié	-0.107	0.095	0.189	0.107
Technicien, agent de maîtrise	-0.134	0.111	0.069	0.133
Emploi recherché				
<i>Secteur du métier recherché (Réf. : Autres)</i>				
Agriculture	0.744	0.311	-0.059	0.330
Commerce	0.352	0.116	0.061	0.128
BTP	0.664	0.151	0.104	0.168
Hôtellerie- Restauration	0.369	0.138	-0.212	0.159
Industrie	0.405	0.148	0.030	0.164
Maintenance	0.677	0.170	-0.452	0.208

diplôme. A ce stade, cette extension est exploratoire et a été limitée aux demandes de 2004. Or, peu de différenciation des effets, qu'ils concernent la reprise d'un emploi ou le retour au chômage, semblent significatifs (d'autres croisements ont été réalisés avec l'ensemble des facteurs sans obtenir de résultats significatifs).

Pour la sortie du chômage, nous constatons néanmoins que l'exercice même d'une activité réduite aura le plus d'impact pour les demandeurs recherchant un métier dans le domaine de la maintenance, du support, de l'hôtellerie-restauration et dans une moindre mesure, du commerce et de l'industrie. Par ailleurs, l'effet de l'activité réduite semble homogène aussi bien selon le niveau de diplôme atteint, que l'âge du demandeur.

Pour le retour au chômage, la pratique d'activité réduite au sein des métiers de maintenance (à supposer que l'activité réduite se déroule prioritairement dans le domaine correspondant au métier prioritairement recherché) conduirait davantage que d'autres métiers à un retour plus rapide au chômage. Les employés qu'ils soient qualifiés ou non ainsi que les techniciens et agents de maîtrise voient l'intensité de l'activité réduite davantage valorisée que les autres qualifications et qui pourrait conduire à une meilleure qualité de l'emploi recouvré.

En conséquence, les effets de l'activité réduite semblent assez homogènes entre les différents profils des demandeurs d'emploi. Seul le secteur d'activité semble légèrement discriminant.

CONCLUSION

A l'image des études françaises les plus récentes (Fremigacci & Terracol (2013, 2014), Fontaine & Rochut (2014)), nous trouvons que l'activité réduite semble globalement augmenter les transitions des demandeurs d'emploi vers une insertion sur le marché du travail. Toutefois, notre étude précise deux points. Premièrement, plus le volume horaire de l'activité réduite exercée est élevé, plus l'activité réduite a un effet accélérateur sur la sortie du chômage. Deuxièmement, cet effet de l'activité réduite semble peu hétérogène entre profils de demandeurs d'emploi. Seules des différences en fonction du secteur d'activité et de la qualification ont pu être mises en évidence. Ces résultats nous laisseraient penser que l'activité réduite a bien un effet tremplin.

Toutefois, si les emplois recouverts appartiennent au "mauvais segment" du marché du travail, l'activité réduite générerait une trappe à précarité.

Or, en mesurant cette qualité au travers de la durée avant de retomber au chômage à la suite de l'emploi retrouvé, nous concluons, comme Fremigacci & Terracol (2013, 2014) et Fontaine & Rochut (2014), que l'activité réduite n'aurait pas d'impact significatif sur la qualité des emplois recouverts et donc ne pourrait pas être accusée d'être une trappe à précarité.

A partir de 2008, les années de crise ont modifié sensiblement ces effets. Prolongeant les résultats du chapitre précédent - au cours de ces années, les demandeurs du régime général présentent à la fois un recours plus précoce à l'AR et une pratique plus intensive de l'AR - on établit que ces années ont

	Sortie du chômage		Retour au chômage	
	param.	ET	param.	ET
Durée cumulée passée de chômage	-0.007	0.003	0.007	0.004
Durée du précédent épisode de chômage	-0.010	0.005	-0.001	0.005
Temps écoulé entre le précédent et l'actuel épisode de chômage	0.005	0.003	0.001	0.003
Traitement : exercice d'une AR	0.988	0.099	-	-
Nombre d'heures en AR en moyenne depuis la 1ère AR	0.009	0.001	-	-
<i>Motifs d'inscription à Pôle Emploi (Réf. : Autres)</i>				
Licenciement économique	0.425	0.137	-0.089	0.155
Autres licenciements	0.425	0.085	0.207	0.094
Démission	0.848	0.122	0.174	0.137
Fin de contrat	0.727	0.085	0.141	0.094
Santé	-0.092	0.186	-0.106	0.215
Services	0.557	0.112	-0.038	0.128
Support	0.472	0.103	-0.002	0.116
Transport	0.147	0.144	-0.102	0.162
<i>Contrat recherché</i>				
CDI	0.571	0.142	-0.280	0.151
Temps complet	0.380	0.110	-0.040	0.120
<i>Filière d'indemnisation (Réf. : plus de 2 ans)</i>				
Filière courte	0.724	0.095	0.197	0.098
Filière 1 an	0.582	0.120	0.234	0.120
Filière 2 ans	0.883	0.085	0.053	0.079
Facteurs d'hétérogénéité				
v_U^1	-	-	-2.591	0.125
v_{AR}^1	-	-	-0.161	0.094
v_{NU}^1	-	-	-0.259	0.246
π_1	-	-	1.030	0.141
2. Effets des facteurs dépendant du temps au cours de l'épisode de chômage				
Taux de chômage local	-0.132	0.021		
Présence d'AC	-2.351	0.147		
Taux brut de remplacement	1.428	0.244		
3. Effets des facteurs relatifs au dernier épisode de chômage et à sa sortie en 2006				
Exercice d'une AR à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	0.154	0.090
Nombre d'heures en AR en moyenne à la sortie de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.003	0.001
Indicateur d'intensité en AR	-	-	0.009	0.037
Temps écoulé avant l'exercice d'une 1ère AR	-	-	0.015	0.007
Longueur de l'épisode de chômage précédent	-	-	-0.016	0.007
Taux de chômage local	-	-	0.003	0.020

nettement amplifié les effets "tremplins" de l'AR. Dans le même temps, ces années laissent aussi apparaître dans certains cas un impact de l'AR sur un retour plus rapide au chômage signalant une possible dégradation de la qualité des emplois recouverts. Mais dans ce cas, le volume horaire exercé lors de la pratique, et notamment une AR à temps plein pourraient alors protéger les ex-demandeurs d'un retour au chômage plus précoce.

Des estimations et des prédictions mesurant plus précisément les pratiques d'activité réduite occasionnelles et les différenciant de pratiques régulières à l'aide de spécification plus riche des effets de l'activité réduite mériteraient d'être effectuées pour améliorer notre compréhension des comportements - ces estimations plus complètes sont en cours de réalisation. Par ailleurs, ces premiers résultats doivent être complétés par plusieurs analyses de robustesse et ce pour plusieurs raisons. En premier lieu, des estimations équivalentes sur d'autres régions devraient être réalisées, tout comme l'appréciation des effets d'activité réduite sur l'insertion professionnelle des demandeurs intérimaires qui, dans le prolongement des approches en *section - Les pratiques d'activité réduite*, pourraient apporter par contraste des enseignements intéressants.

La faible proportion de sorties du chômage à des fins d'emploi, illustrée en regard par la forte proportion des interruptions de demande pour des motifs de radiation conduit également à évoquer le schéma de censure considéré : nous avons ici retenu un schéma de censure « strict », n'identifiant les sorties vers l'emploi que si elles sont renseignées.

Ce faisant, nous avons écarté une forte proportion de demandeurs radiés ayant néanmoins recouvré un emploi et ayant omis d'en informer l'agence mais sans qu'il soit pourtant possible de les identifier ; en retour, cela a pour conséquence d'écarter de l'inférence une proportion équivalente d'observations sur le temps écoulé entre deux épisodes de chômage consécutifs. A des fins de robustesse, il pourrait être pertinent de ré-estimer le modèle dans le cadre d'un schéma de censure alternatif, plus "souple", consistant à réunir les sorties déclarées vers l'emploi et les sorties pour motif de radiation, tout autre motif étant sinon censuré. Dans ce cas, nous surévaluerions les "vrais" retours vers l'emploi et les durées d'emploi entre deux épisodes de chômage successifs. Concernant le problème de la censure, une solution alternative serait de la modéliser comme un processus endogène à traiter distinctement des autres mais qui serait relié aux autres processus (Fremigacci & Terracol (2013, 2014)). Nous avons enfin délaissé l'information apportée par la multiplicité des demandes chez certains demandeurs, permettant d'améliorer l'identification de ces modèles (Osikominu (2013)). Ce sont autant de pistes qui pourront être envisagées à des fins de robustesse. Certaines de ces estimations sont actuellement en cours.

FIGURE 11

EFFETS DES PRATIQUES D'AR SUR LE TEMPS RESTANT AVANT LA SORTIE DU CHÔMAGE (EN MOIS) - PRATIQUES RÉGULIÈRES POUR DIFFÉRENTS VOLUMES HORAIRES

Pratiques régulières d'AR	Année 2004		Année 2006		Année 2008	
AR débutant dès le 1^{er} mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-3.297	(0.91)	-4.080	(0.65)	-8.268	(1.59)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-4.034	(0.97)	-4.736	(0.68)	-9.917	(1.71)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	-5.178	(1.10)	-5.736	(0.74)	-11.950	(1.95)
AR débutant dès le 6^e mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-2.806	(0.91)	-3.089	(0.62)	-6.997	(1.70)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-3.390	(1.00)	-3.547	(0.65)	-8.163	(1.80)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	-4.258	(1.16)	-4.249	(0.70)	-9.727	(1.93)
AR débutant dès le 12^e mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-2.470	(0.94)	-2.386	(0.68)	-6.284	(1.89)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-2.942	(1.06)	-2.661	(0.74)	-6.955	(2.06)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	-3.602	(1.25)	-3.025	(0.82)	-7.549	(2.22)
AR débutant dès le 24^e mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-2.246	(0.82)	-2.465	(0.71)	-8.119	(2.01)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-2.686	(0.93)	-2.758	(0.77)	-9.060	(2.25)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	-3.301	(1.12)	-3.149	(0.87)	-9.917	(2.47)

FIGURE 12

**EFFETS DES PRATIQUES D'AR SUR LE TEMPS RESTANT AVANT DE RETOMBER AU CHÔMAGE
(EN MOIS) - PRATIQUES RÉGULIÈRES POUR DIFFÉRENTS VOLUMES HORAIRES**

Pratiques régulières d'AR	Année 2004		Année 2006		Année 2008	
AR débutant dès le 1^{er} mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-0.316	(0.44)	-2.061	(2.26)	-4.749	(2.34)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	0.008	(0.22)	-2.188	(2.32)	-2.311	(1.55)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	0.695	(1.07)	-2.395	(2.58)	2.063	(2.09)
AR débutant dès le 6^e mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-0.563	(0.71)	-3.701	(4.12)	-7.270	(3.95)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-0.284	(0.39)	-3.804	(4.19)	-5.061	(2.68)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	0.301	(0.56)	-3.971	(4.37)	-0.945	(2.07)
AR débutant dès le 12^e mois de chômage						
Volume horaire moyen en AR : 30h00	-0.814	(0.99)	-5.217	(6.06)	-9.893	(6.19)
Volume horaire moyen en AR : 75h00	-0.578	(0.73)	-5.294	(6.12)	-8.018	(4.70)
Volume horaire moyen en AR : 150h00	-0.091	(0.35)	-5.419	(6.25)	-4.353	(3.00)

RÉFÉRENCES

- Abbring, J. & van den Berg, G. (2003)**, 'The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models', *Econometrica* 71(5), 1491–1517.
- Alibay, N. & Lefranc, A. (2003)**, 'Les effets de l'activation des dépenses d'indemnisation chômage', *Revue française d'Economie* 18(2), 55–110.
- Autor, D. & Houseman, S. (2010)**, 'Do Temporary-Help Jobs Improve Labor Market Outcomes for Low-Skilled Workers ? Evidence from "Work First"', *American Economic Journal : Applied Economics* 2(3), 96–128.
- Benoteau, I. (2015)**, 'Quels effets du recrutement en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle ? Une évaluation à partir du Panel 2008', *Economie et Statistique* 477, 85–129.
- Bloemen, H. (2002)**, 'The relation between wealth and labour market transitions : an empirical study for the Netherlands', *Journal of Applied Econometrics* 17.
- Blouard, J.-P., Costanzo, B., Goarant, C., Laffiteau, C., Muhl, M.-H. & Picci, J. (2012)**, 'Enquête auprès des allocataires de l'assurance chômage en activité réduite', *Eclairages* 4.
- Bonnal, L., Fougère, D. & Sérandon, A. (1994)**, 'L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales', *Économie et Prévision* 115(4), 1–28.
- Bonnal, L., Fougère, D. & Sérandon, A. (1997)**, 'Evaluating the Impact of French Policies on Individual Labour Markets Histories', *Review of Economic Studies* 64(4), 683–713.
- Boockmann, B. & Hagen, T. (2008)**, 'Fixed-Term contracts as sorting mechanism : evidence from job durations in West Germany', *Labour Economics* 15(5), 984–1005.
- Booth, A., Franscesconi, M. & Frank, J. (2002)**, 'Temporary jobs : stepping stones or dead ends ?', *Economic Journal* 112(480), 189–213.
- Cahuc, P. & Prost, C. (2015)**, 'Améliorer l'assurance chômage pour limiter l'instabilité de l'emploi', *Les notes du conseil d'analyse économique* 24.
- Calavrezo, O. (2008)**, 'The Effects of Fixed-Term Employment on the Integration of School-leavers on the Labour Market : Evidence from France', *International Journal for Quality Research* 1(4), 20–40.
- Caliendo, M., Künn, S. & Uhlendorff, A. (2012)**, 'Marginal Employment, Unemployment Duration and Job Match Quality', *IZA Discussion Papers* 6499.
- Call, B. M. (1997)**, 'The determinants of full-time versus part-time reemployment following displacement', *Journal of Labor Economics* 15(4), 714–734.
- Cameron, A. & Trivedi, P. (1998)**, *Regression Analysis of Count Data*, New York : Cambridge University Press.
- Card, D., Kluve, J. & Weber, A. (2010)**, 'Active Labor Market Policy Evaluations : A Meta-Analysis', *Economic Journal* 120(548), F452–F477.
- Cockx, B. & Picchio, M. (2012)**, 'Are Short-lived Jobs Stepping Stones to Long- Lasting Jobs ?', *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 74(5), 646–675.
- Cockx, B., Goebel, C. & Robin, S. (2013)**, 'Can income support for part-time workers serve as a stepping-stone to regular jobs ? An application to young long- term unemployed women', *Empirical Economics* 44, 189–229.
- Coquet, B. (2011)**, *L'assurance chômage et le marché du travail contemporain*, PhD thesis, Université de la Méditerranée, Aix-en-Provence.
- Crépon, B., Ferracci, M., Jolivet, G. & van den Berg, G. (2009)**, 'Active Labor Market Policy Effects in a Dynamic Setting', *Journal of the European Economic Association* 7, 595–605.
- D'Addio, A. & Rosholm, M. (2005)**, 'Exits from temporary jobs in Europe : a competing risks analysis', *Labour Economics* 12, 449–468.

- Delvaux, G. & Jasaroski, E. (2008)**, 'L'activité réduite frein ou tremplin vers un emploi durable', *Point Statist, Unédic* 33.
- Donald, S., Green, D. & Paarsch, H. (2000)**, 'Differences in wage distributions between Canada and the United States : An application of a flexible estimator of distribution functions in the presence of covariates', *Review of Economic Studies* 67(4), 609–633.
- Fontaine, M. & Rochut, J. (2014)**, 'L'activité réduite des demandeurs d'emploi : quel impact sur la qualité du retour à l'emploi ?', *Revue Economique* 4(65), 621–643.
- Fremigacci, F. & Terracol, A. (2013)**, 'Subsidized temporary jobs : lockin and stepping stone effects', *Applied Economics* 45(33), 4719–4732.
- Fremigacci, F. & Terracol, A. (2014)**, 'L'activité réduite en France : effet d'enfermement et effet tremplin', *Travail et Emploi* 139, 25–37.
- Gagliarducci, S. (2005)**, 'The dynamics of repeated temporary jobs', *Labour Economics* 12, 429–448.
- Galtier, B. (1999)**, 'Les temps partiels : entre emplois choisis et emplois "faute de mieux"', *Économie et Statistique* 321-322(1/2), 57–77.
- Gerfin, M. & Lechner, M. (2002)**, 'A microeconomic evaluation of the active labor market policy in Switzerland', *The Economic Journal* 112, 854–893.
- Gerfin, M., Lechner, M. & Steiger, H. (2005)**, 'Does subsidised temporary employment get the unemployed back to work ? An econometric analysis of two different schemes', *Labour Economics* 12, 807–835.
- Givord, P. & Wilmer, L. (2009)**, 'Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?', Document de travail, *Série de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques de l'INSEE* G2009/04.
- Godøy, A. & Røed, K. (2014)**, 'Unemployment Insurance and Underemployment', *IZA Discussion Papers* 7913.
- Graaf-Zijl, M. D., van den Berg, G. & Heyma, A. (2011)**, 'Stepping-Stones for the unemployed : the effect of temporary jobs on the duration until (regular) work', *Journal of Population Economics* 24(1), 107–139.
- Granier, P. & Joutard, X. (1999)**, 'L'activité réduite favorise-t-elle la sortie du chômage ?', *Economie et Statistique* 321-322, 133–148.
- Gurgand, M. (2002)**, 'L'activité réduite : le dispositif est-il incitatif ?', *Travail et Emploi* 89, 81–93.
- Hartman, L., Liljeberg, L. & Skans, O. (2010)**, 'Stepping-stones, dead-ends, or both ? An analysis of Swedish replacement contracts', *Empirical Economics* 38(3), 645–668.
- Havet, N. (2006)**, 'L'insertion professionnelle des jeunes et mesures publiques : des trajectoires différenciées entre hommes et femmes', *Annales d'Economie et de Statistique* 81, 225–250.
- Heckman, J. & Singer, B. (1984)**, 'Econometric Duration Analysis', *Journal of Econometrics* 24(1/2), 63–132.
- Houseman, S., Kalleberg, A. & Erickcek, G. (2003)**, 'The role of temporary agency employment in tight labor markets', *Industrial and Labor Relations Review* 57(1), 105–127.
- Huyghues Despointes, H., Lefresne, F. & Tuchsirer, C. (2001)**, 'L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage', *Document d'études Dares*.
- Kyyrä, T. (2010)**, 'Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work', *European Economic Review* 54, 911–930.
- Kyyrä, T., Parrotta, P. & Rosholm, M. (2013)**, 'The effect of receiving supplementary UI benefits on unemployment duration', *Labour Economics* 21, 122–133.
- Lalive, R., van Ours, J. & Zweimüller, J. (2008)**, 'The effect of active labour market programmes on the duration of unemployment in Switzerland', *The Economic Journal* 118, 235–257.
- Loh, E. (1994)**, 'Employment probation as a sorting mechanism', *Industrial and Labor Relations Review* 47(3), 471–486.
- Magnac, T. (1997)**, 'Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique', *Economie et Statistique* 304-305(4/5), 75–94.

Magnac, T. (2000), 'Subsidised Training and Youth Employment : Distinguishing Unobserved Heterogeneity from State Dependence in Labor Market Histories', *The Economic Journal* 110(466), 805–837.

McCall, B. (1996), 'Unemployment insurance rules, joblessness, and Part-Time Work', *Econometrica* 64, 647–682.

McCormick, B. (1991), Unemployment Structure and the Unemployment Puzzle, *The Employment Institute*.

Meyer, B. (1990), 'Unemployment Insurance and Unemployment Spells', *Econometrica* 58(4), 757–782.

Mullahy, J. (1986), 'Specification and testing of some modified count data models', *Journal of Econometrics* 3, 341–365.

Nagypal, E. (2001), 'Fixed-term contracts in Europe : a reassessment in light of the importance of match-specific learning', *IEHAS Discussion Paper, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences* 0110.

Neugart, M. & Storrie, D. (2002), 'Temporary work agencies and equilibrium unemployment', *SSRN Working Paper* 339221.

Osikominu, A. (2013), 'Quick Job Entry or Long-Term Human Capital Development ? The Dynamic Effects of Alternative Training Schemes', *Review of Economic Studies* 80.

Ourliac, B. & Rochut, J. (2013), 'Quand les demandeurs d'emploi travaillent', *Dares Analyses* 2.

Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983), 'The central role of the propensity score in observational studies for causal effects', *Biometrika* 70, 41–55.

Unédic (2013), 'L'activité réduite : la croissance continue de l'activité réduite re- couvre des réalités et des publics différents', *Etude de l'Unédic*.

Unédic (2014), 'Les chiffres qui comptent'.

Vikström, J. (2014), 'IPW estimation and related estimators for evaluation of active labor market policies in a dynamic setting', *IFAU Working paper* 1.

ANNEXES

ANNEXE 1

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉS RÉDUITES

EN FONCTION DE LA DURÉE DES ÉPISODES DE CHÔMAGE

Les graphiques ont été reproduits pour les années 2004, 2006, 2008 et 2010.

Au cours des 6 premiers mois de chômage

Les graphiques correspondent à la comparaison entre le 1^{er}, 3^e, et 6^e mois de chômage pour les demandeurs du régime général.

FIGURE 14

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 6 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2004

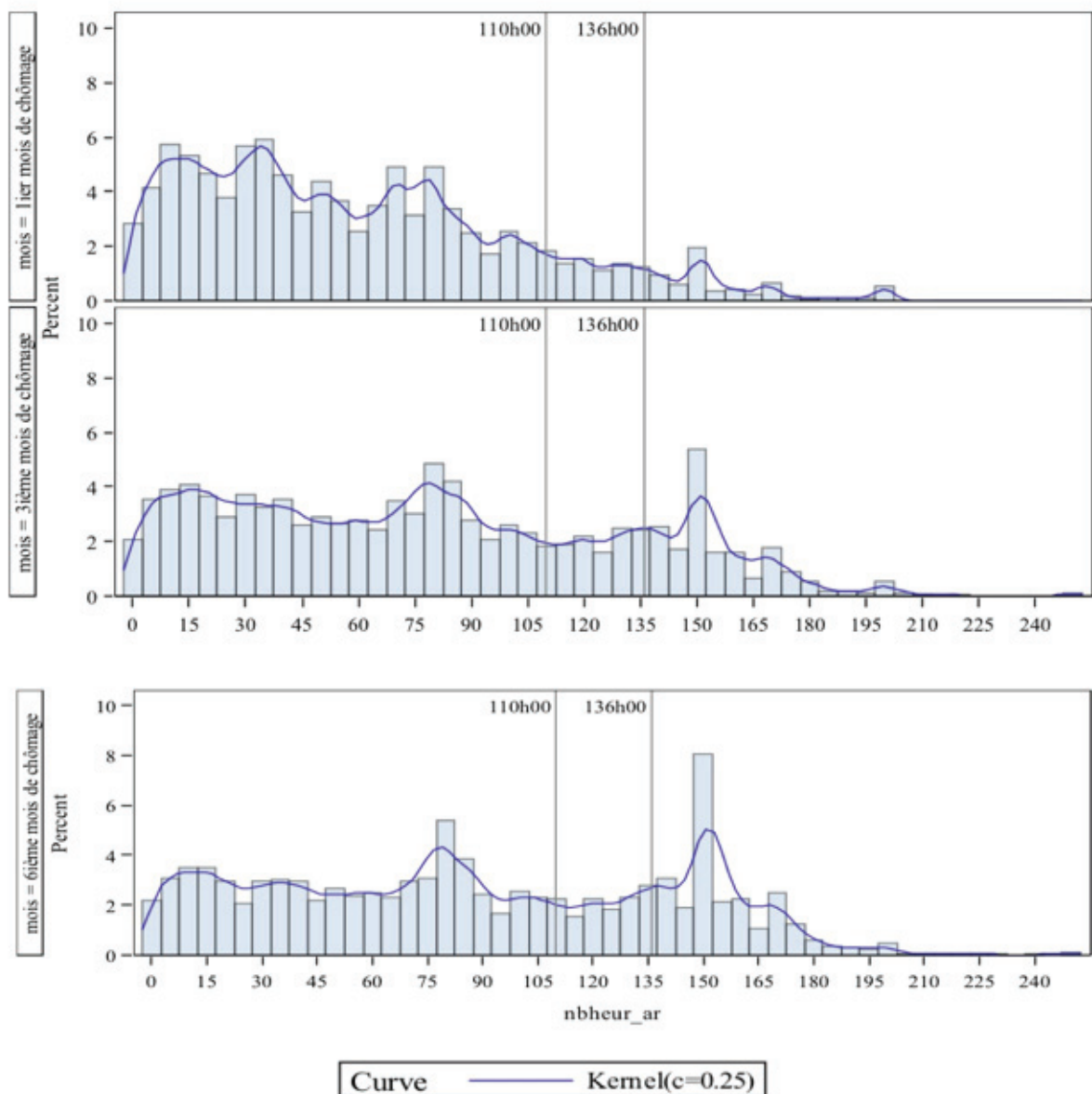


FIGURE 15

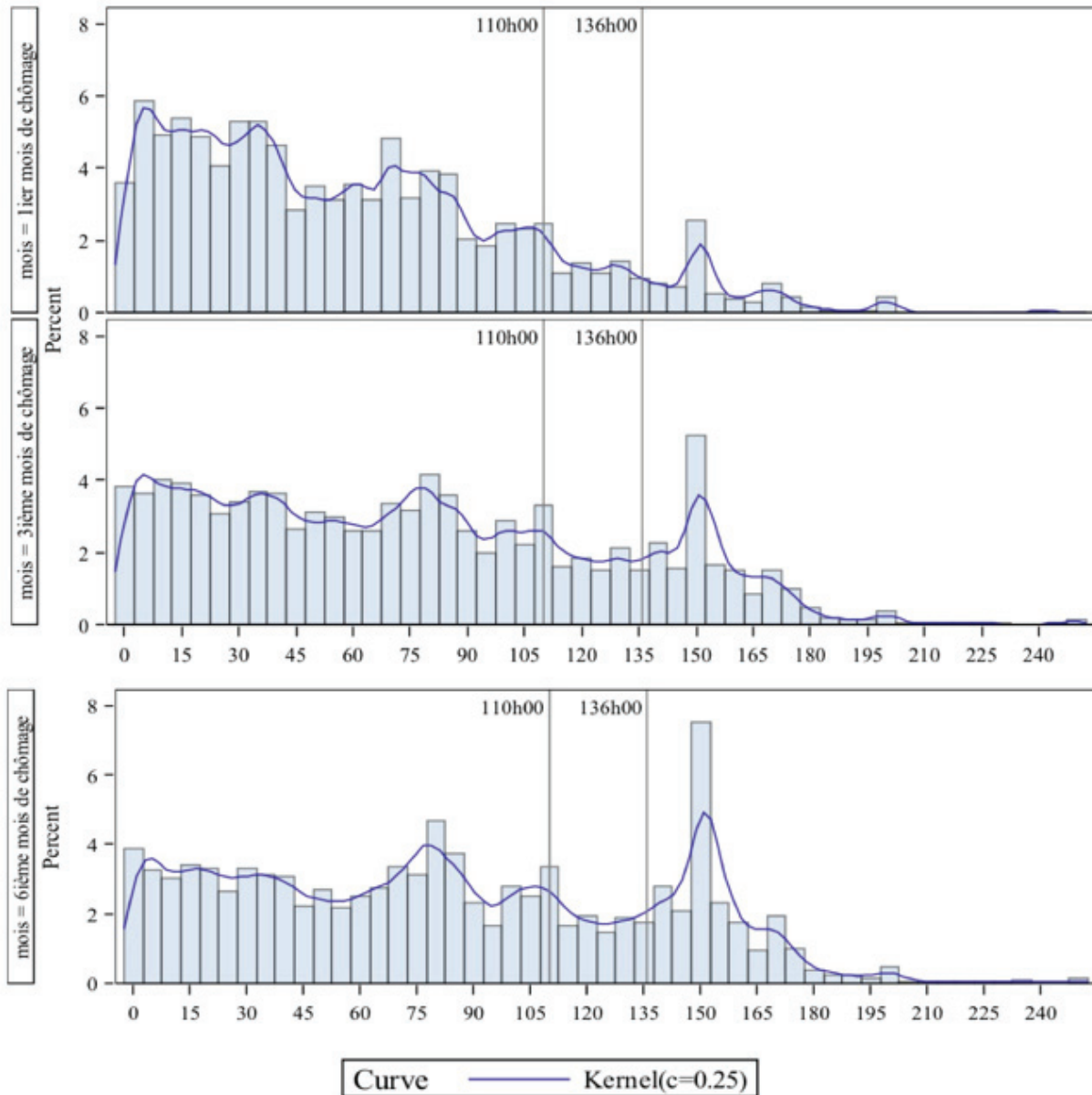
DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 6 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2006

FIGURE 16

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 6 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2008

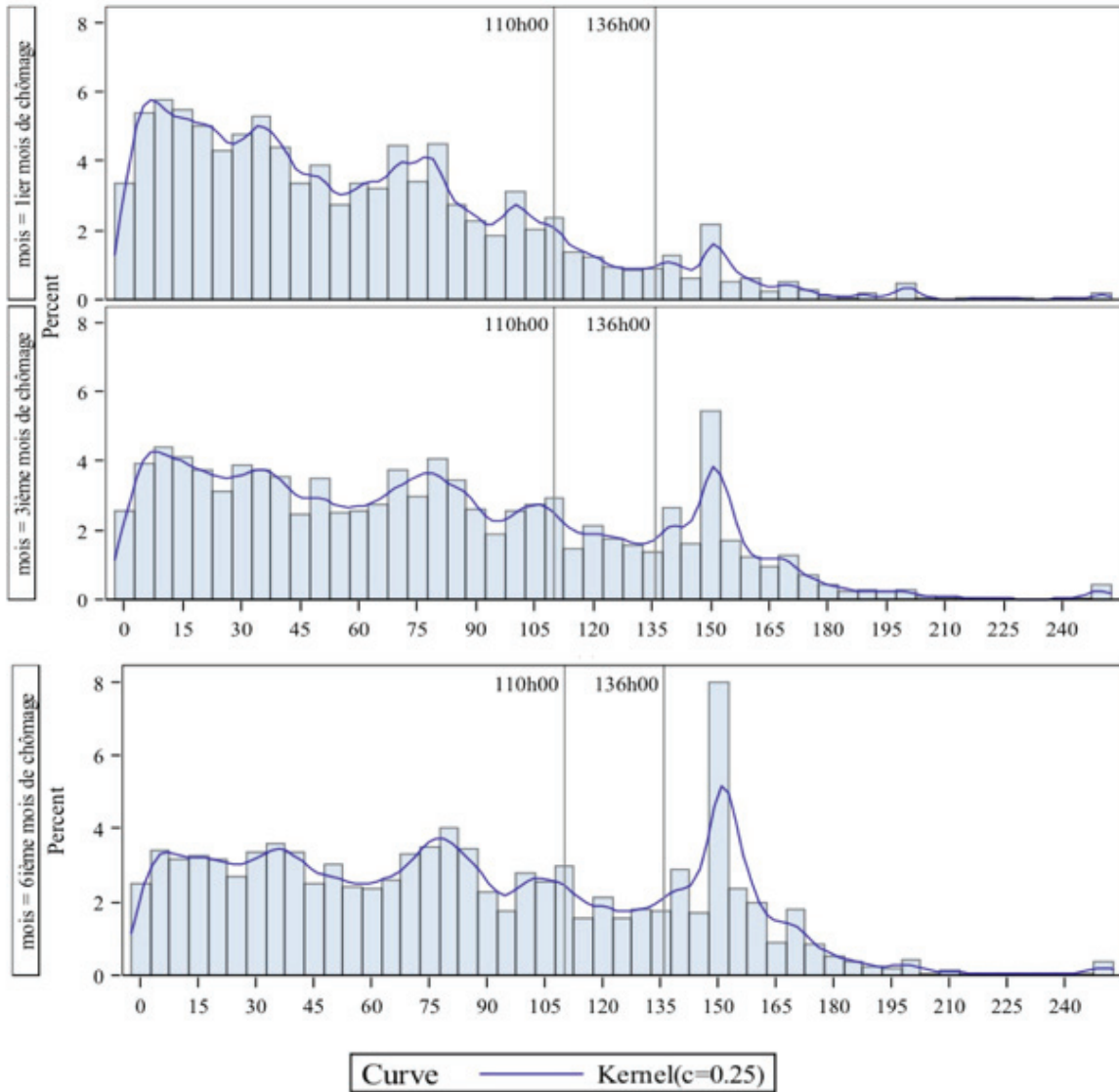
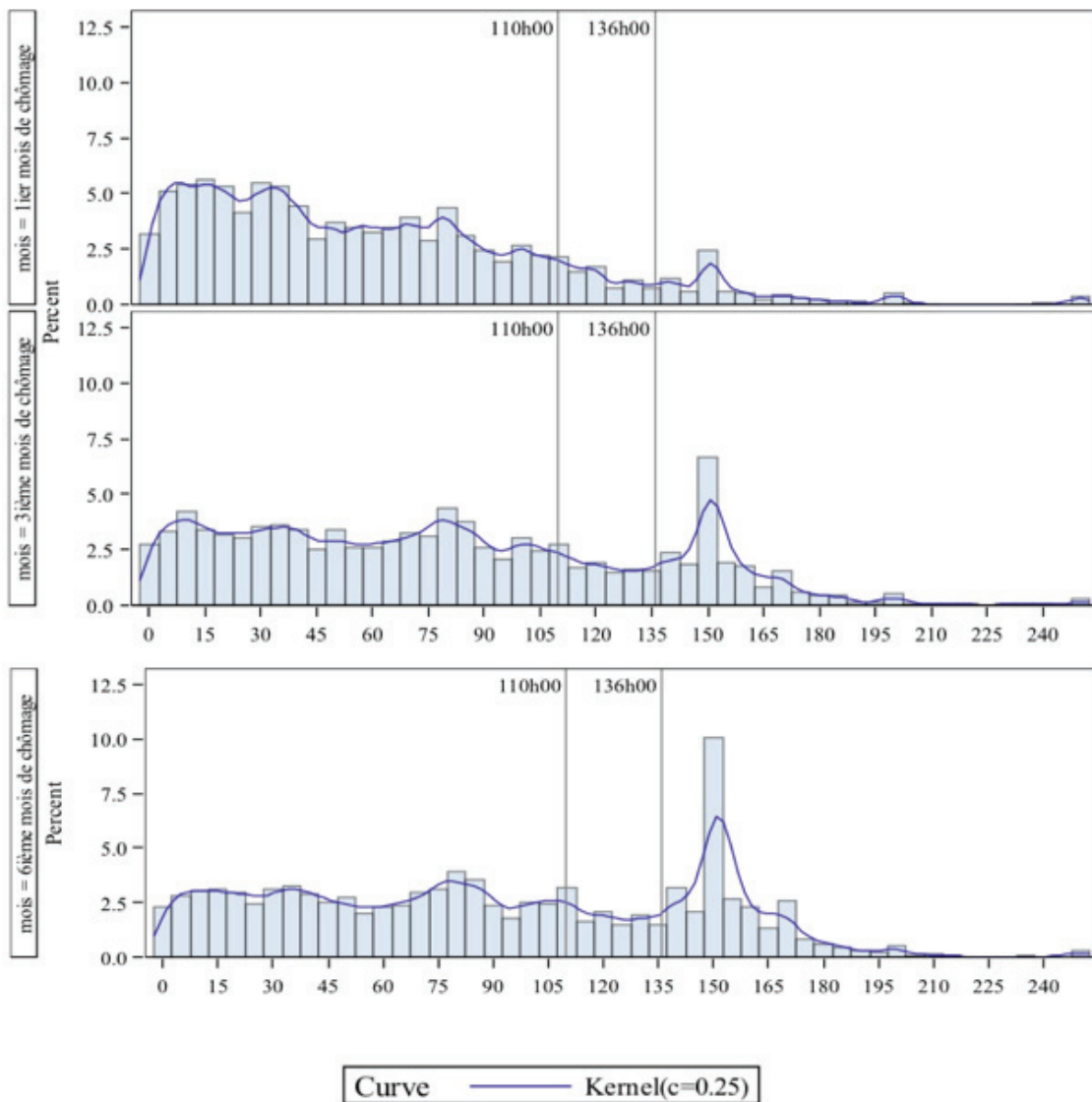


FIGURE 17

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 6 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2010



Au cours des 12 premiers mois de chômage

Les graphiques correspondent à la comparaison entre le 1^{er}, 6^e, et 12^e mois de chômage pour les demandeurs du régime général.

FIGURE 18

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 12 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2004

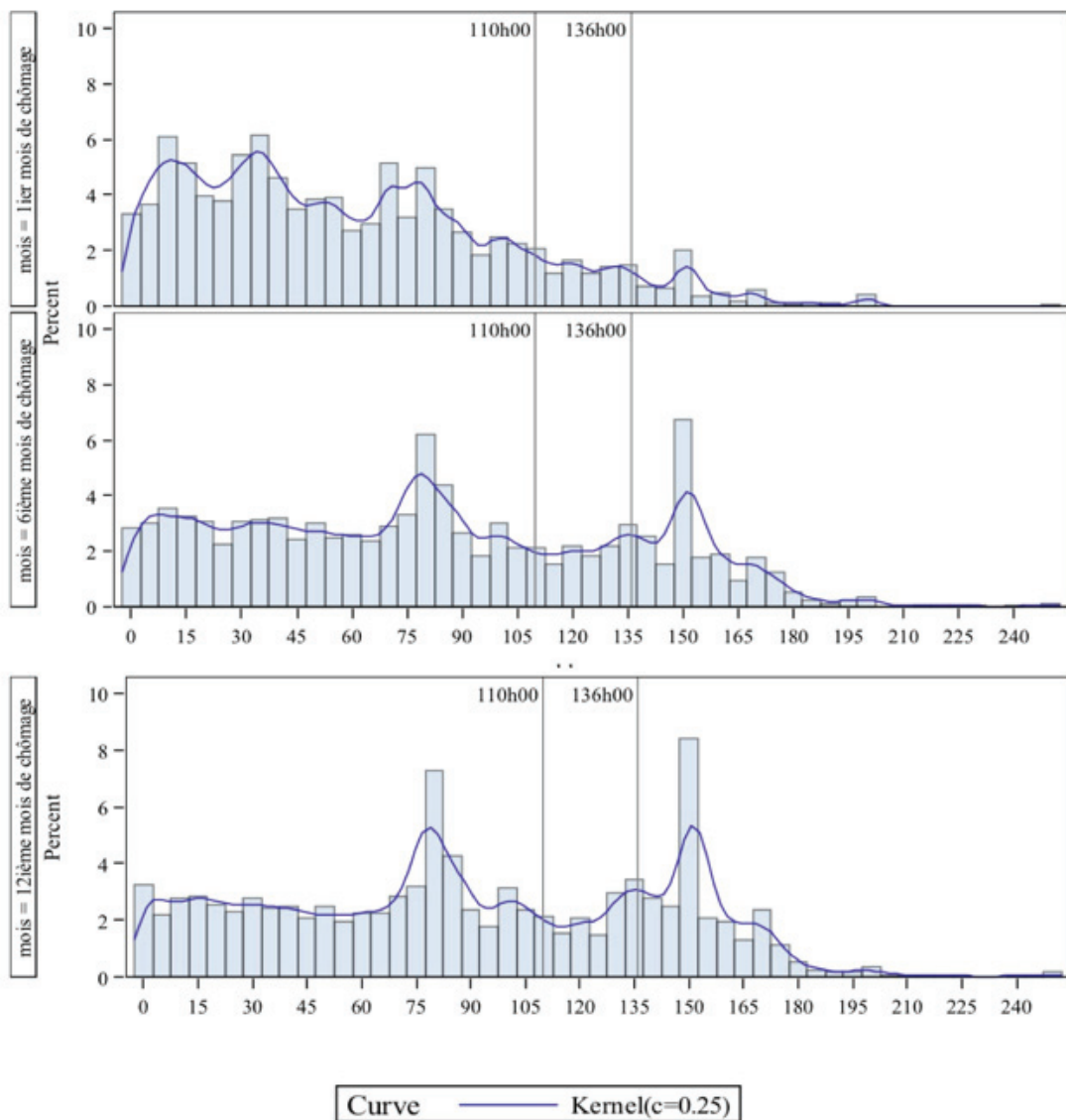


FIGURE 19

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 12 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2006

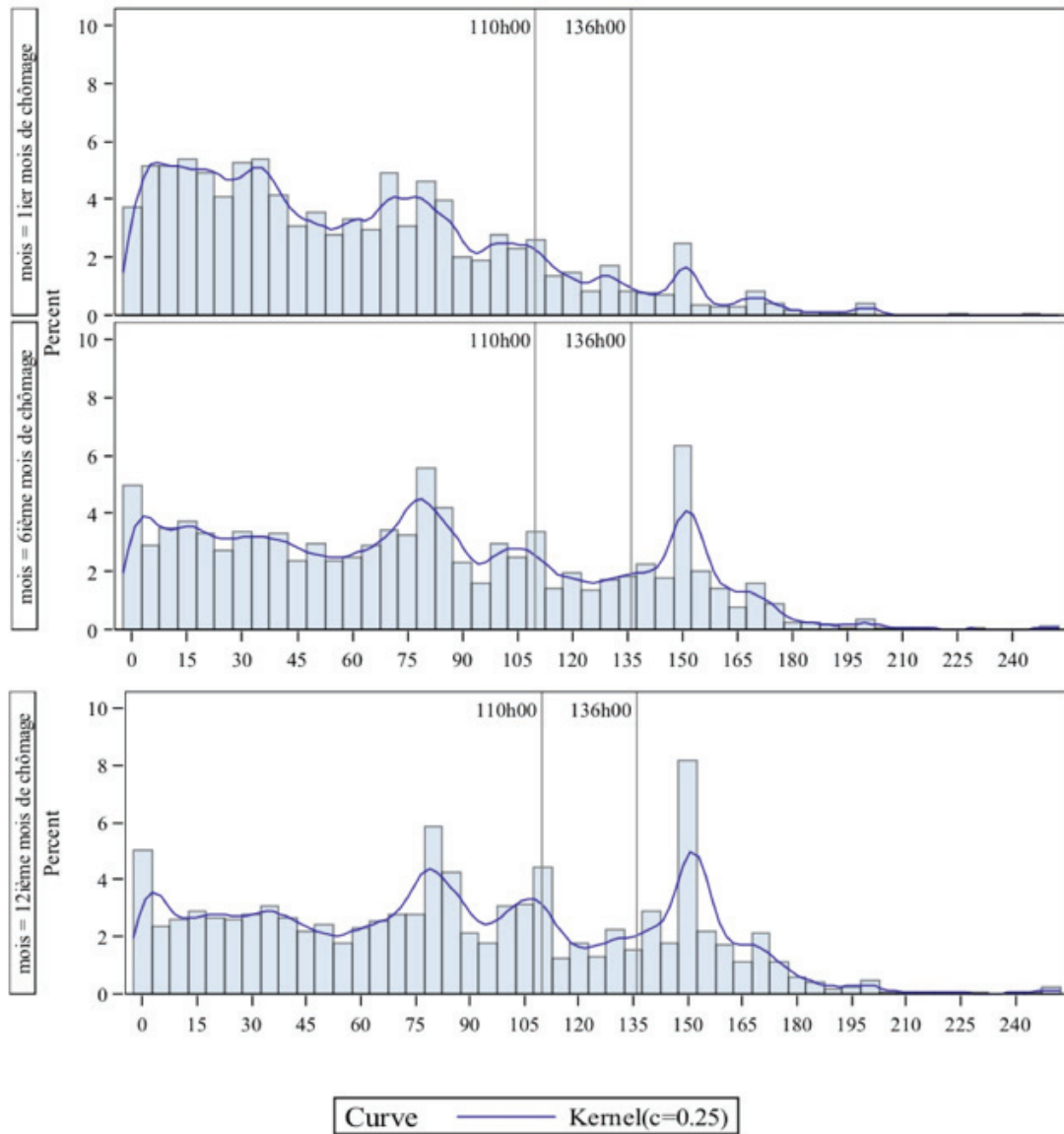


FIGURE 20

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 12 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2008

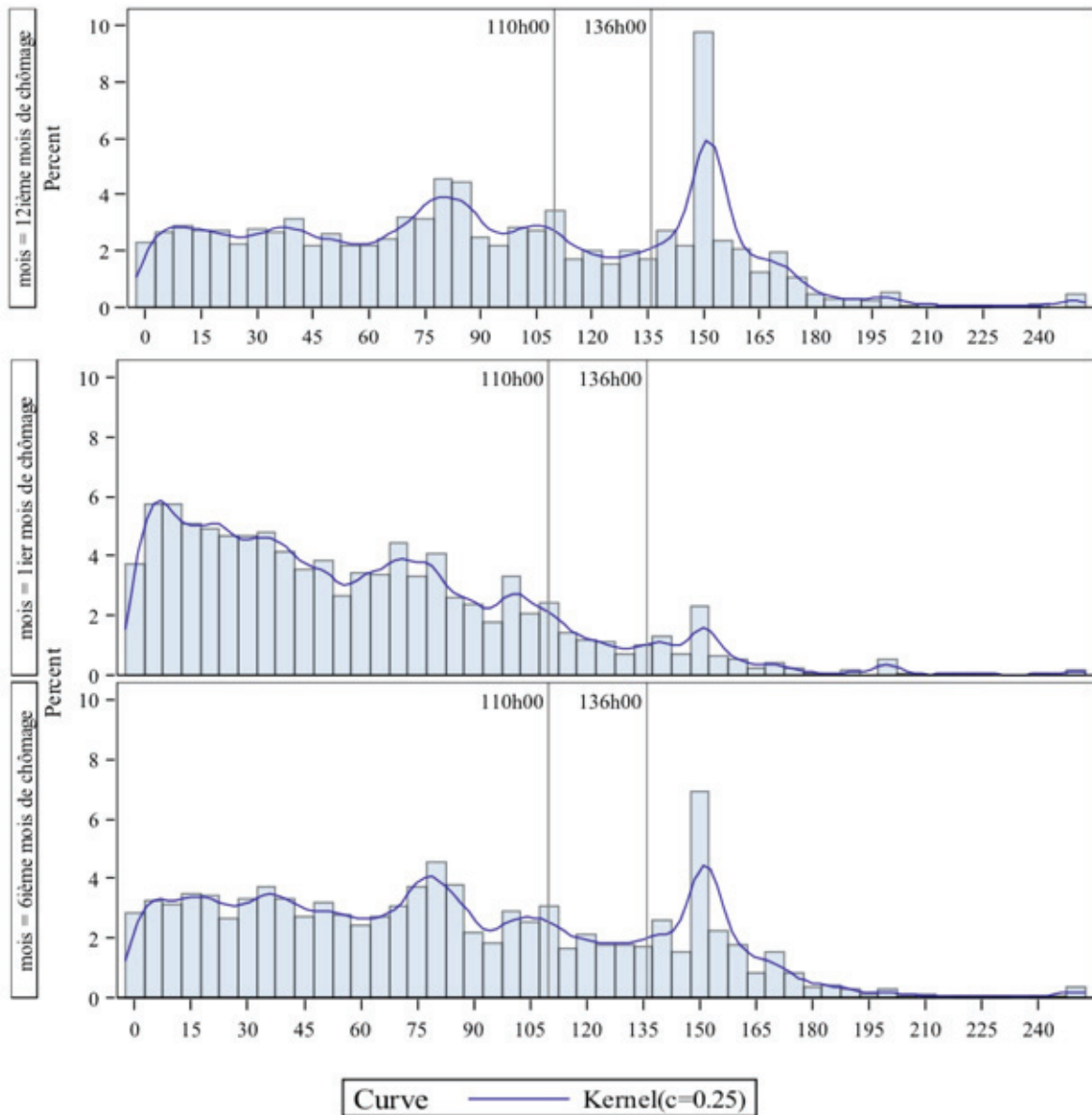
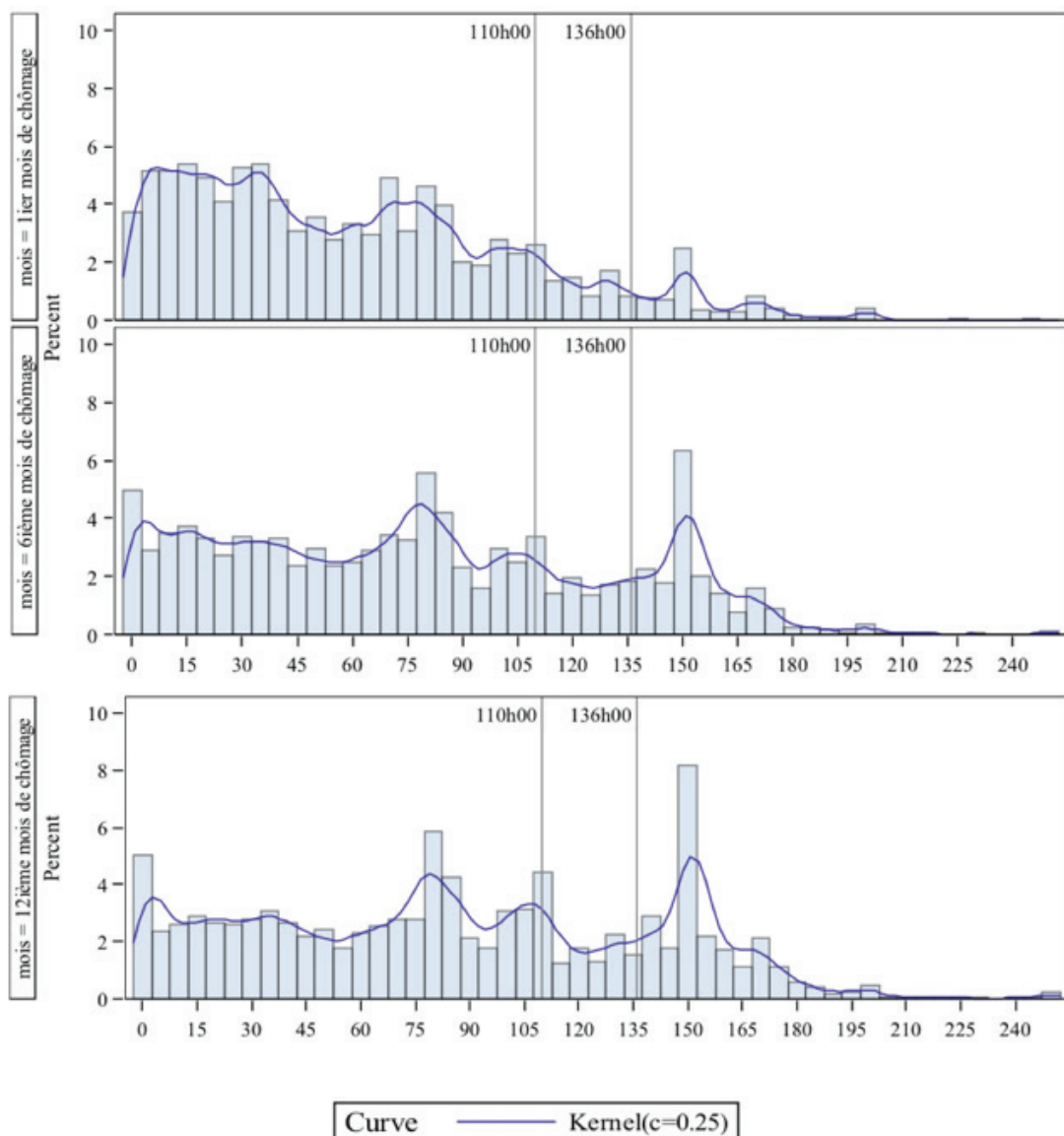


FIGURE 21

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 12 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2010



Au cours des 24 premiers mois de chômage

Les graphiques correspondent à la comparaison entre le 1^{er}, 6^e, et 12^e mois de chômage pour les demandeurs du régime général.

FIGURE 22

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 24 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2004

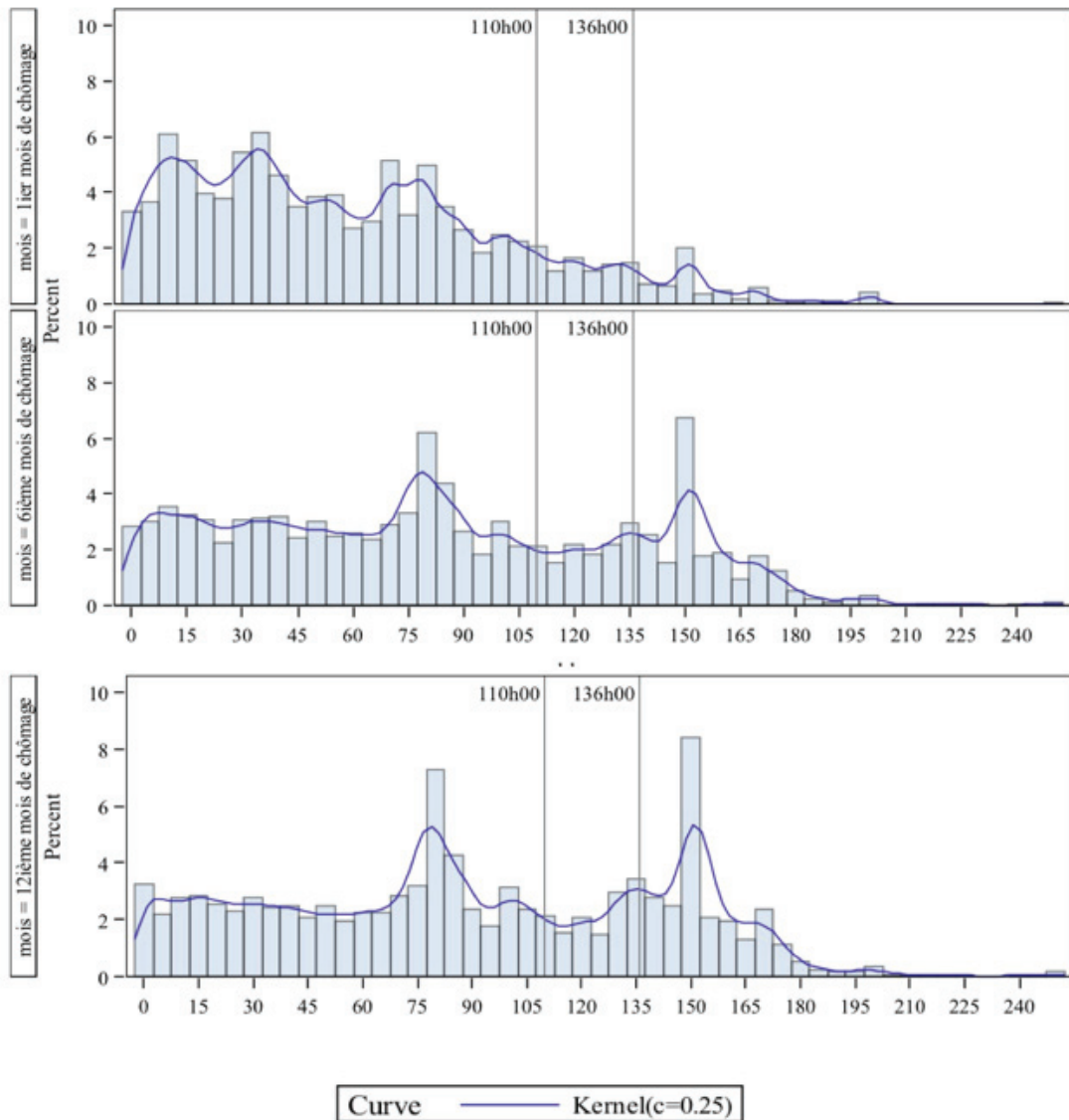


FIGURE 23

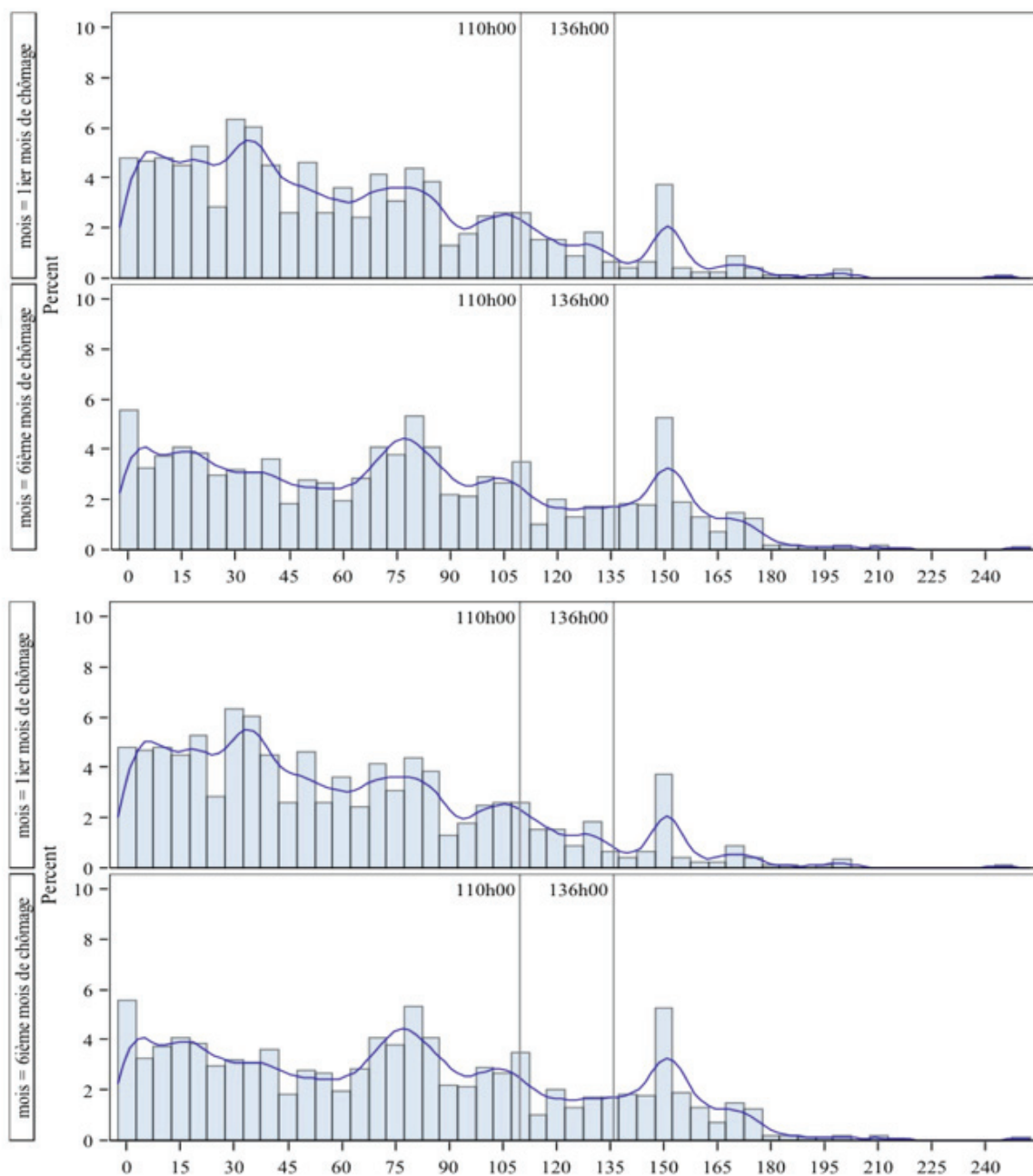
DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 24 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2006

FIGURE 24

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 24 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2008

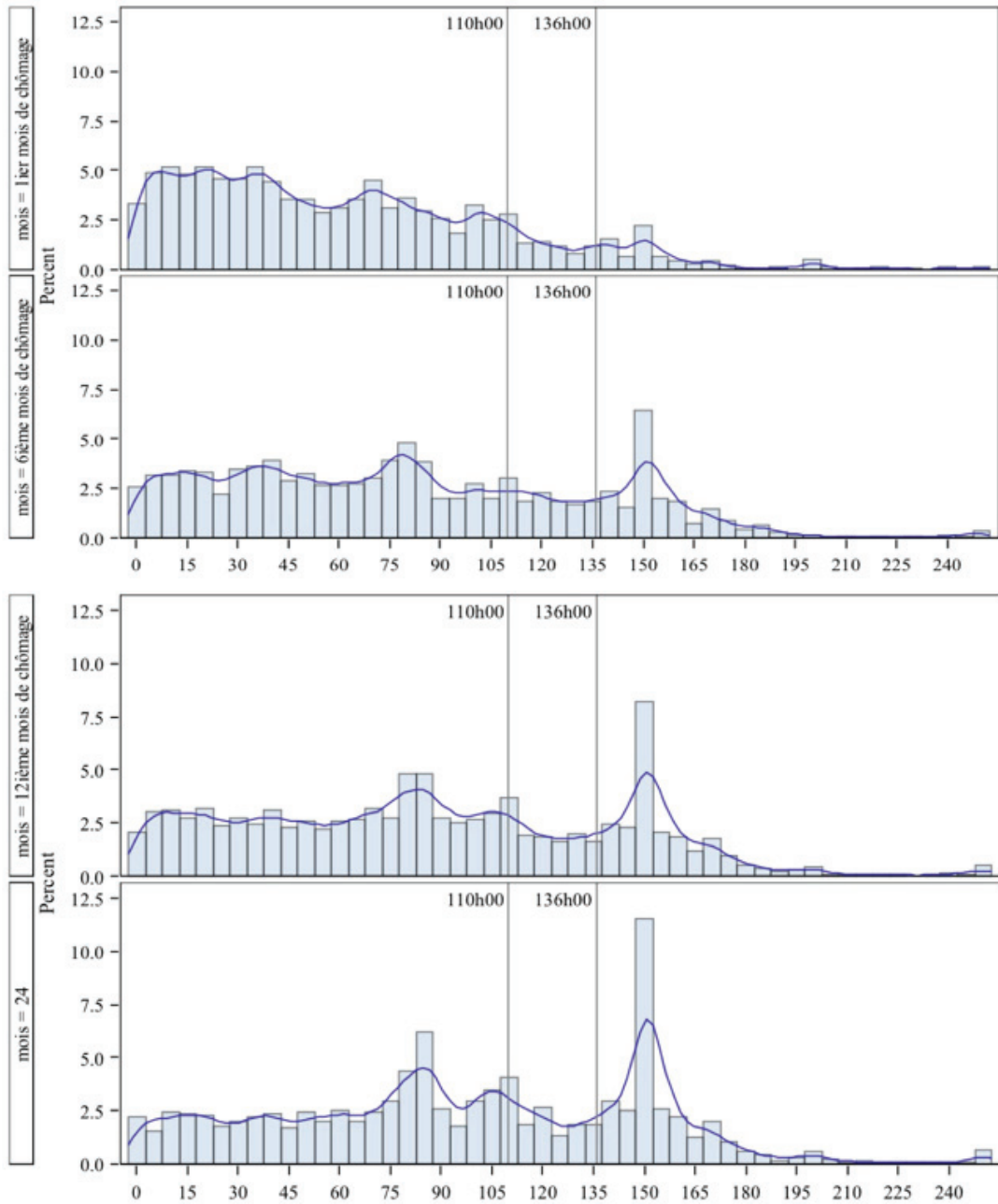
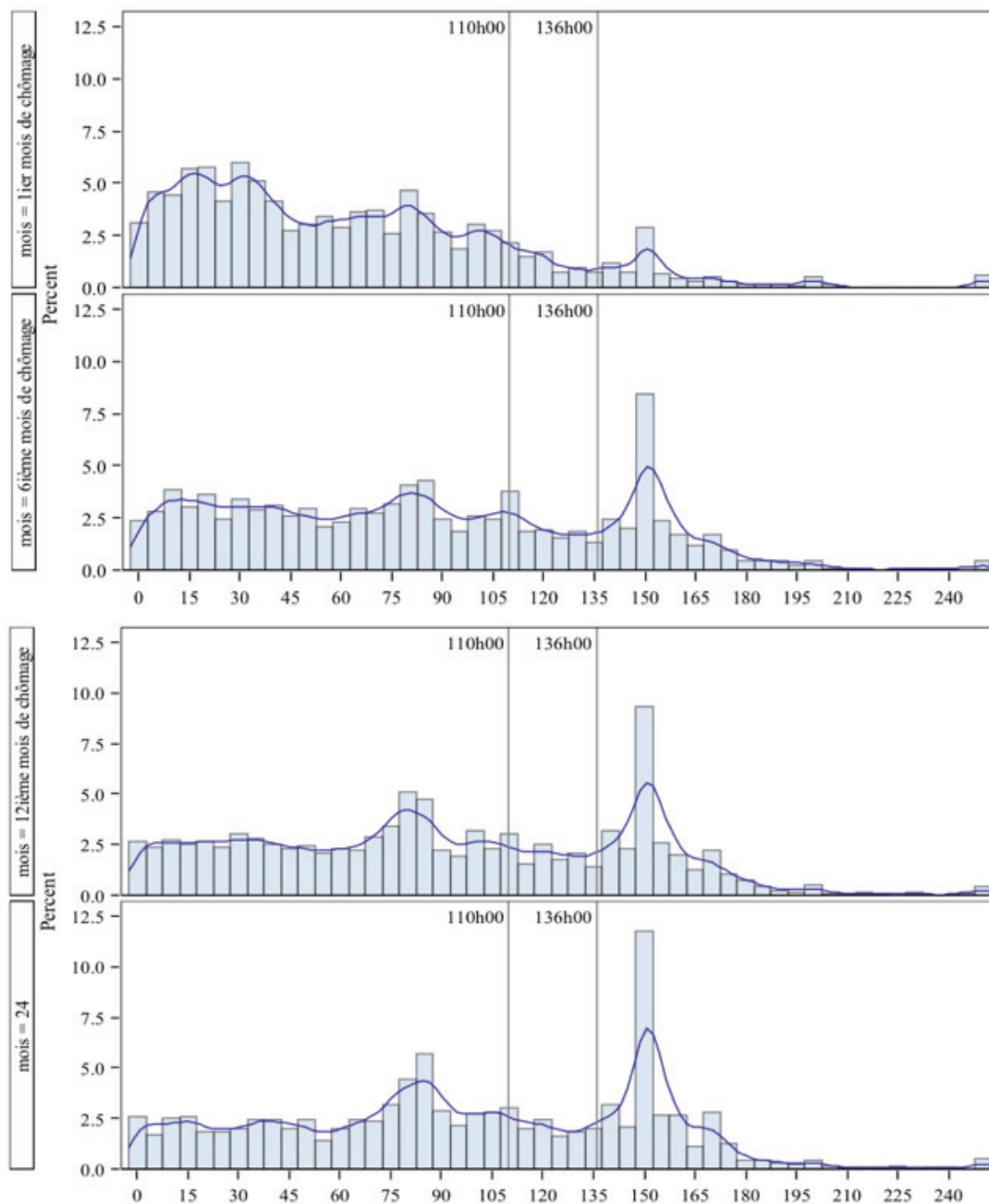


FIGURE 25

DISTRIBUTION DES HEURES D'ACTIVITÉ RÉDUITE AU COURS DES 24 PREMIERS MOIS DE CHÔMAGE EN 2010

EN FONCTION DES RÉGIMES ET DES FILIÈRES D'INDEMNISATION

Les graphiques ont été reproduits pour les années 2004, 2006, 2008 et 2010. Ils correspondent à la distribution des heures pour un épisode de chômage d'au moins 6 mois.

FIGURE 26

COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DES HEURES D'AR EN FONCTION DU RÉGIME ET DE LA FILIÈRE D'INDEMNISATION EN 2004

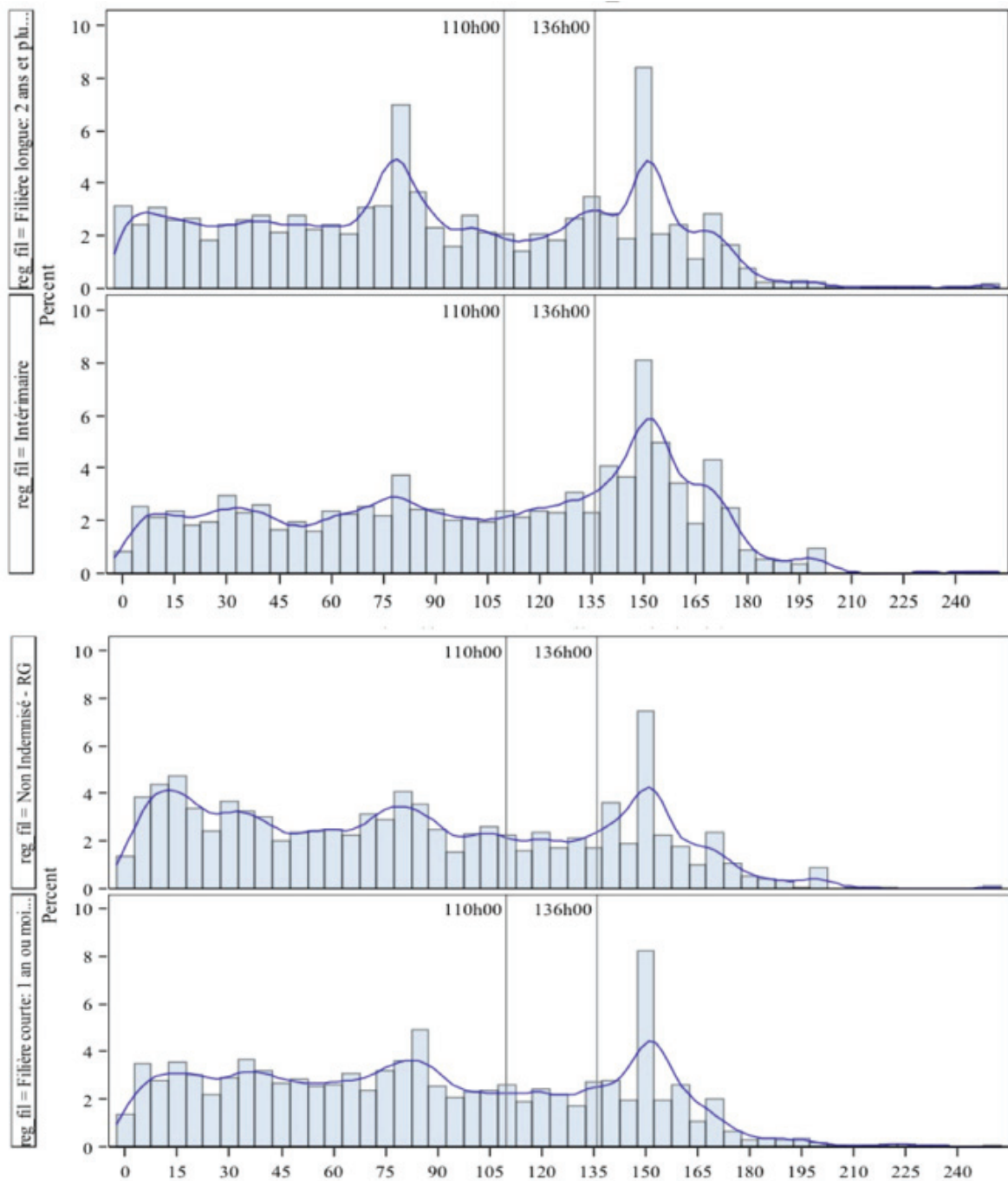


FIGURE 27

COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DES HEURES D'AR EN FONCTION DU RÉGIME ET DE LA FILIÈRE D'INDEMNISATION EN 2006

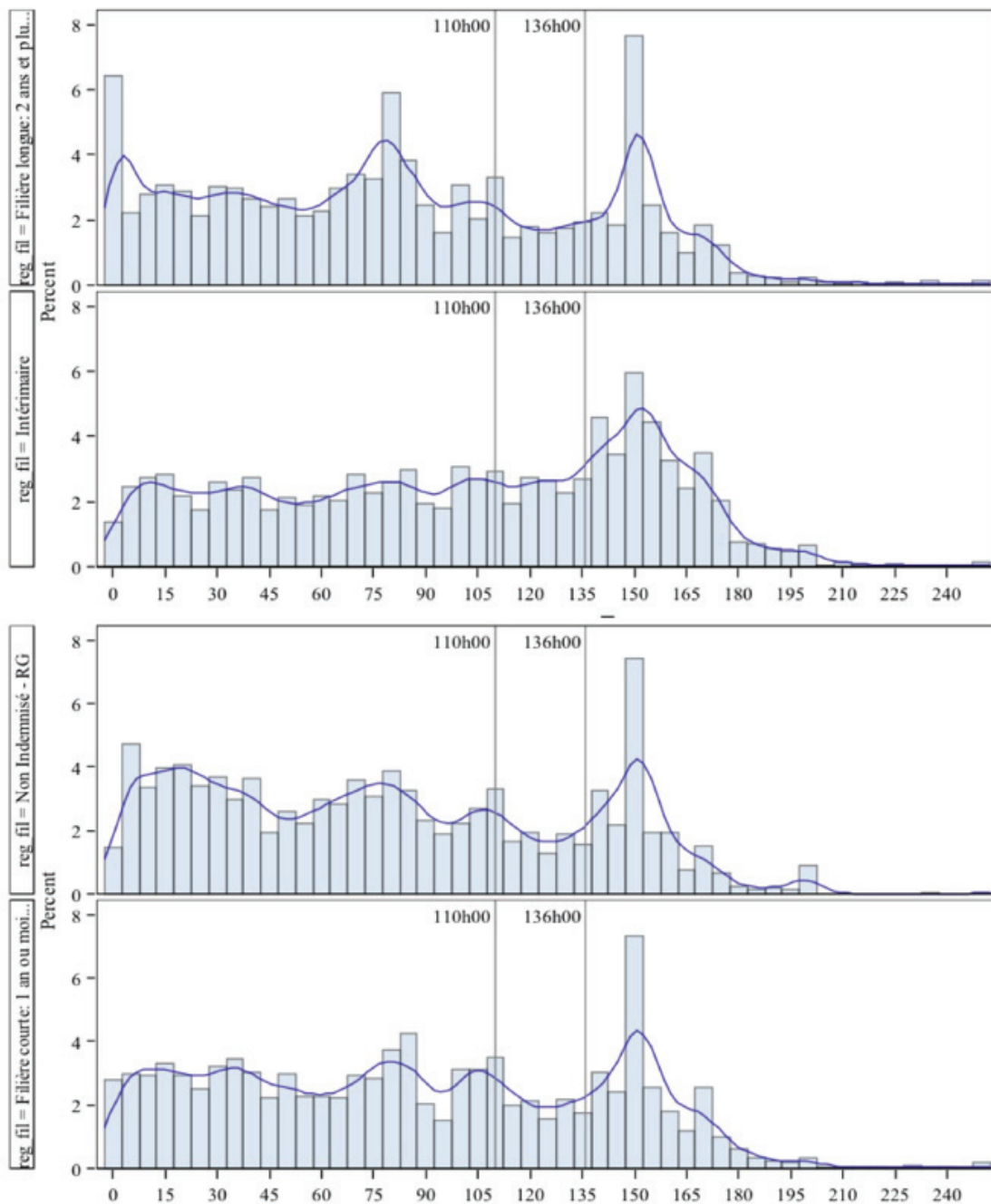


FIGURE 28

COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DES HEURES D'AR EN FONCTION DU RÉGIME ET DE LA FILIÈRE D'INDEMNISATION EN 2008

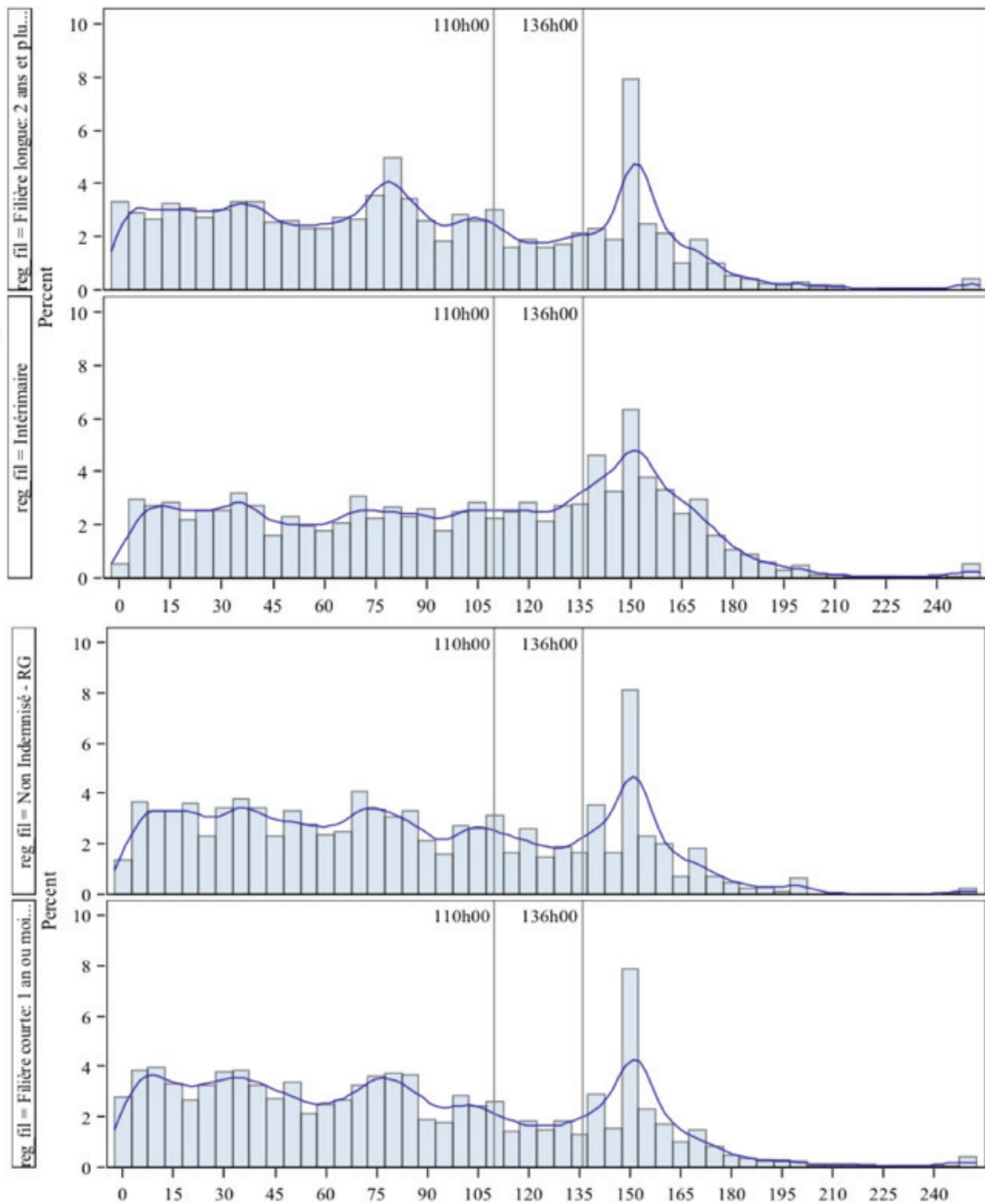
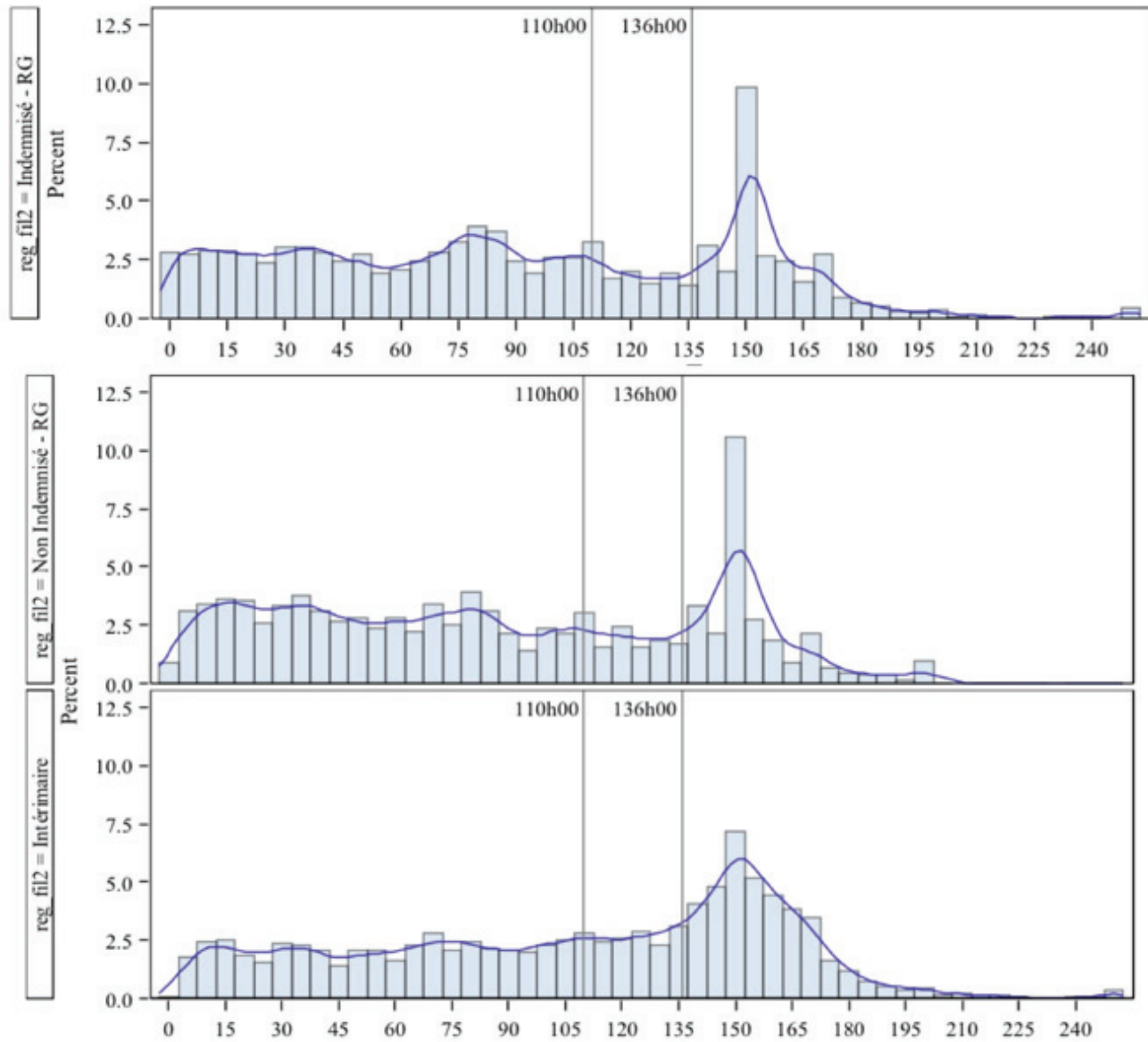


FIGURE 29

COMPARAISON DES DISTRIBUTIONS DES HEURES D'AR EN FONCTION DU RÉGIME ET DE LA FILIÈRE D'INDEMNISATION EN 2010

ANNEXE 2

RÉSULTATS SECONDAIRES DE LA MÉTHODE PAR APPARIEMENT

RÉSULTATS DES ESTIMATIONS PROBITS DU SCORE DE PROPENSION

Les résultats de la première étape de la méthode d'appariement par score de propension reposant sur l'estimation d'un modèle probit pour les années avant et après la réforme de 2006 sont reportés dans les tableaux 13 à 16. Ces modèles ont permis de construire les scores de propension utilisés dans la section - *Comparaison des pratiques entre demandeurs du régime général et intérimaire : une approche par appariement.*

TABLEAU 13

RÉSULTATS DU MODÈLE PROBIT POUR LES CHÔMEURS DE DURÉES DIFFÉRENTES (ANNÉE 2004)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
Nombre agrégé de demandes d'emploi	0.00736 (0.0104)	0.000421 (0.00925)	-0.00546 (0.00991)	-0.0234* (0.0131)	-0.0357** (0.0163)
Taux de chômage régional	0.0181 (0.0145)	0.0325*** (0.0124)	0.0279** (0.0126)	0.0301** (0.0149)	0.0378** (0.0175)
Employé Qualifié (oui=1)	0.160*** (0.0421)	0.107*** (0.0361)	0.131*** (0.0371)	0.0556 (0.0438)	0.00137 (0.0511)
<i>Age (Réf. : moins de 20 ans)</i>					
entre 20 et 25 ans	-0.163** (0.0805)	-0.168** (0.0674)	-0.181*** (0.0696)	-0.0610 (0.0858)	-0.211* (0.108)
entre 25 et 30 ans	0.0234 (0.0845)	-0.0563 (0.0713)	-0.0661 (0.0736)	0.118 (0.0901)	0.0555 (0.112)
entre 30 et 35 ans	0.116 (0.0895)	0.0841 (0.0756)	0.0943 (0.0774)	0.351*** (0.0940)	0.338*** (0.115)
entre 35 et 40 ans	0.203** (0.0936)	0.159** (0.0791)	0.171** (0.0807)	0.432*** (0.0965)	0.331*** (0.116)
entre 40 et 45 ans	0.367*** (0.0994)	0.150* (0.0829)	0.131 (0.0842)	0.474*** (0.101)	0.414*** (0.120)
entre 45 et 50 ans	0.301*** (0.107)	0.269*** (0.0908)	0.301*** (0.0929)	0.566*** (0.109)	0.494*** (0.129)
plus de 50 ans	0.448*** (0.124)	0.410*** (0.107)	0.317*** (0.106)	0.629*** (0.122)	0.615*** (0.142)
Sexe (Homme=1)	-0.423*** (0.0411)	-0.406*** (0.0358)	-0.352*** (0.0364)	-0.363*** (0.0428)	-0.264*** (0.0498)
Nationalité (Français=1)	0.453*** (0.0634)	0.372*** (0.0554)	0.313*** (0.0575)	0.435*** (0.0671)	0.465*** (0.0762)
Marié (oui=1)	0.0864** (0.0419)	0.0526 (0.0361)	0.112*** (0.0371)	0.111** (0.0436)	0.186*** (0.0496)
Minima sociaux (oui=1)	-0.0399 (0.0911)	-0.103 (0.0804)	0.0835 (0.0912)	-0.0390 (0.0961)	0.00415 (0.109)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
<i>Niveau (Réf. : bac+5 ou +)</i>					
licence	-0.544*** (0.144)	-0.435*** (0.132)	-0.342*** (0.124)	-0.757*** (0.146)	-0.558*** (0.168)
bac+2	-0.376*** (0.128)	-0.380*** (0.118)	-0.310*** (0.109)	-0.473*** (0.134)	-0.448*** (0.152)
bac	-0.525*** (0.124)	-0.569*** (0.115)	-0.530*** (0.105)	-0.718*** (0.130)	-0.603*** (0.146)
brevet	-0.585*** (0.121)	-0.606*** (0.112)	-0.532*** (0.103)	-0.751*** (0.126)	-0.681*** (0.142)
aucun diplôme	-0.594*** (0.131)	-0.622*** (0.120)	-0.596*** (0.112)	-0.750*** (0.136)	-0.662*** (0.153)
Secteur agricole (oui=1)	0.515*** (0.103)	0.412*** (0.0932)	0.410*** (0.0936)	0.269** (0.112)	0.292** (0.138)
Secteur bancaire (oui=1)	0.622*** (0.210)	0.0792 (0.148)	-0.0122 (0.143)	-0.0859 (0.169)	-0.0521 (0.207)
Secteur commerce (oui=1)	0.148** (0.0600)	0.151*** (0.0506)	0.148*** (0.0519)	0.195*** (0.0615)	0.251*** (0.0719)
Secteur BTP (oui=1)	-0.395*** (0.0634)	-0.303*** (0.0539)	-0.336*** (0.0574)	-0.333*** (0.0696)	-0.463*** (0.0824)
Secteur industrie (oui=1)	-0.488*** (0.0539)	-0.489*** (0.0465)	-0.488*** (0.0472)	-0.543*** (0.0560)	-0.597*** (0.0659)
Secteur services (oui=1)	0.605*** (0.0659)	0.575*** (0.0576)	0.568*** (0.0597)	0.530*** (0.0671)	0.565*** (0.0771)
Constante	0.597*** (0.198)	0.714*** (0.177)	0.760*** (0.175)	0.684*** (0.212)	0.559** (0.244)
Observations	6,425	8,742	8,564	6,428	4,887
Écarts-types entre parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

TABLEAU 14

RÉSULTATS DU MODÈLE PROBIT POUR LES CHÔMEURS DE DURÉES DIFFÉRENTES (ANNÉE 2005)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
Nombre agrégé de demandes d'emploi	0.0214* (0.0114)	0.00388 (0.00995)	-0.00546 (0.00991)	-0.0120 (0.0110)	-0.0320* (0.0188)
Taux de chômage régional	0.0467*** (0.0147)	0.0316** (0.0125)	0.0420*** (0.0128)	0.0247 (0.0152)	0.0101 (0.0176)
Employé Qualifié (oui=1)	0.194*** (0.0422)	0.164*** (0.0368)	0.143*** (0.0382)	0.113** (0.0453)	0.105* (0.0534)
<i>Age (Réf. : moins de 20 ans)</i>					
entre 20 et 25 ans	-0.107 (0.0808)	-0.164** (0.0697)	-0.156** (0.0741)	-0.0890 (0.0886)	0.00253 (0.109)
entre 25 et 30 ans	0.0481 (0.0852)	0.0756 (0.0741)	-0.00564 (0.0787)	0.0741 (0.0925)	0.234** (0.112)
entre 30 et 35 ans	0.168* (0.0892)	0.0696 (0.0771)	0.115 (0.0813)	0.247*** (0.0938)	0.376*** (0.113)
entre 35 et 40 ans	0.294*** (0.0947)	0.180** (0.0813)	0.227*** (0.0845)	0.358*** (0.0997)	0.568*** (0.118)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
entre 40 et 45 ans	0.303*** (0.0982)	0.228*** (0.0853)	0.309*** (0.0892)	0.521*** (0.104)	0.795*** (0.126)
entre 45 et 50 ans	0.533*** (0.110)	0.430*** (0.0972)	0.526*** (0.101)	0.665*** (0.116)	0.803*** (0.136)
plus de 50 ans	0.601*** (0.123)	0.487*** (0.107)	0.458*** (0.108)	0.766*** (0.130)	0.894*** (0.142)
Sexe (Homme=1)	-0.354*** (0.0416)	-0.383*** (0.0363)	-0.344*** (0.0377)	-0.268*** (0.0441)	-0.195*** (0.0524)
Nationalité (Français=1)	0.347*** (0.0636)	0.323*** (0.0567)	0.350*** (0.0582)	0.313*** (0.0676)	0.307*** (0.0820)
Marié (oui=1)	0.107** (0.0424)	0.112*** (0.0366)	0.125*** (0.0380)	0.0813* (0.0443)	0.0995* (0.0514)
Minima sociaux (oui=1)	0.00287 (0.0906)	-0.0488 (0.0841)	-0.174** (0.0856)	-0.0738 (0.0957)	-0.0951 (0.105)
<i>Niveau (Réf. : bac+5 ou +)</i>					
licence	-0.590*** (0.164)	-0.310** (0.132)	-0.439*** (0.140)	-0.433*** (0.152)	-0.325* (0.181)
bac+2	-0.533*** (0.149)	-0.319*** (0.119)	-0.610*** (0.127)	-0.398*** (0.136)	-0.372** (0.159)
bac	-0.804*** (0.145)	-0.579*** (0.116)	-0.758*** (0.124)	-0.676*** (0.131)	-0.527*** (0.154)
brevet	-0.790*** (0.143)	-0.583*** (0.114)	-0.686*** (0.122)	-0.669*** (0.128)	-0.581*** (0.150)
aucun diplôme	-0.775*** (0.151)	-0.625*** (0.121)	-0.723*** (0.130)	-0.613*** (0.138)	-0.569*** (0.162)
Secteur agricole (oui=1)	0.470*** (0.110)	0.552*** (0.0998)	0.499*** (0.105)	0.275** (0.124)	0.440*** (0.154)
Secteur bancaire (oui=1)	0.339 (0.211)	0.278 (0.171)	0.188 (0.188)	0.0550 (0.189)	-0.0333 (0.240)
Secteur commerce (oui=1)	0.207*** (0.0598)	0.216*** (0.0524)	0.233*** (0.0541)	0.295*** (0.0649)	0.233*** (0.0743)
Secteur BTP (oui=1)	-0.334*** (0.0656)	-0.230*** (0.0540)	-0.279*** (0.0579)	-0.319*** (0.0720)	-0.348*** (0.0859)
Secteur industrie (oui=1)	-0.550*** (0.0551)	-0.549*** (0.0481)	-0.598*** (0.0501)	-0.647*** (0.0599)	-0.614*** (0.0730)
Secteur services (oui=1)	0.499*** (0.0634)	0.480*** (0.0556)	0.460*** (0.0578)	0.501*** (0.0665)	0.497*** (0.0766)
Constante	0.474** (0.217)	0.667*** (0.180)	0.750*** (0.189)	0.782*** (0.212)	0.692*** (0.251)
Observations	6,335	8,676	8,315	6,183	4,581
Écart-types entre parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

TABLEAU 15

RÉSULTATS DU MODÈLE PROBIT POUR LES CHÔMEURS DE DURÉES DIFFÉRENTES (ANNÉE 2006)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
Nombre agrégé de demandes d'emploi	0.00185 (0.0119)	-0.00937 (0.0105)	-0.0113 (0.0118)	-0.0379** (0.0163)	-0.0436* (0.0228)
Taux de chômage régional	0.0131 (0.0131)	0.0232** (0.0114)	0.0198* (0.0118)	0.00769 (0.0142)	0.0397** (0.0179)
Employé Qualifié (oui=1)	0.194*** (0.0405)	0.197*** (0.0353)	0.150*** (0.0369)	0.117*** (0.0446)	0.157*** (0.0545)
<i>Age (Réf. : moins de 20 ans)</i>					
entre 20 et 25 ans	-0.143* (0.0847)	-0.407*** (0.0695)	-0.135* (0.0731)	-0.212** (0.0919)	0.0587 (0.115)
entre 25 et 30 ans	-0.0430 (0.0885)	-0.203*** (0.0733)	0.126 (0.0774)	0.168* (0.0960)	0.422*** (0.121)
entre 30 et 35 ans	0.0433 (0.0923)	-0.0922 (0.0763)	0.247*** (0.0803)	0.163* (0.0988)	0.404*** (0.121)
entre 35 et 40 ans	0.0857 (0.0953)	-0.0384 (0.0791)	0.326*** (0.0832)	0.372*** (0.102)	0.678*** (0.126)
entre 40 et 45 ans	0.233** (0.0999)	0.00924 (0.0826)	0.338*** (0.0855)	0.304*** (0.104)	0.586*** (0.127)
entre 45 et 50 ans	0.322*** (0.109)	0.0929 (0.0883)	0.448*** (0.0931)	0.452*** (0.111)	0.847*** (0.137)
plus de 50 ans	0.306*** (0.113)	0.163* (0.0964)	0.587*** (0.101)	0.698*** (0.124)	0.841*** (0.146)
Sexe (Homme=1)	-0.391*** (0.0404)	-0.352*** (0.0352)	-0.348*** (0.0369)	-0.280*** (0.0447)	-0.313*** (0.0560)
Nationalité (Français=1)	0.396*** (0.0625)	0.349*** (0.0538)	0.317*** (0.0558)	0.326*** (0.0678)	0.291*** (0.0829)
Marié (oui=1)	0.114*** (0.0409)	0.0525 (0.0352)	0.0737** (0.0368)	0.0846* (0.0440)	0.101* (0.0546)
Minima sociaux (oui=1)	-0.120 (0.0905)	-0.0330 (0.0787)	-0.0541 (0.0784)	-0.134 (0.0828)	-0.0679 (0.103)
<i>Niveau (Réf. : bac+5 ou +)</i>					
licence	-0.329** (0.140)	-0.355*** (0.118)	-0.294** (0.120)	-0.303** (0.145)	-0.386** (0.189)
bac+2	-0.345*** (0.123)	-0.409*** (0.104)	-0.289*** (0.104)	-0.291** (0.125)	-0.479*** (0.167)
bac	-0.486*** (0.118)	-0.461*** (0.100)	-0.435*** (0.0997)	-0.429*** (0.119)	-0.612*** (0.160)
brevet	-0.519*** (0.115)	-0.518*** (0.0975)	-0.440*** (0.0966)	-0.438*** (0.116)	-0.711*** (0.155)
aucun diplôme	-0.360*** (0.125)	-0.434*** (0.106)	-0.441*** (0.106)	-0.411*** (0.127)	-0.624*** (0.168)
Secteur agricole (oui=1)	0.473*** (0.105)	0.400*** (0.0865)	0.485*** (0.100)	0.558*** (0.133)	0.787*** (0.183)
Secteur bancaire (oui=1)	0.420** (0.198)	0.539*** (0.192)	-0.0274 (0.162)	0.114 (0.203)	0.297 (0.305)
Secteur commerce (oui=1)	0.200*** (0.0576)	0.183*** (0.0504)	0.160*** (0.0524)	0.314*** (0.0647)	0.252*** (0.0796)
Secteur BTP (oui=1)	-0.271*** (0.0619)	-0.325*** (0.0537)	-0.259*** (0.0558)	-0.376*** (0.0732)	-0.305*** (0.0909)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
Secteur industrie (oui=1)	-0.579*** (0.0548)	-0.507*** (0.0475)	-0.558*** (0.0503)	-0.623*** (0.0611)	-0.601*** (0.0780)
Secteur services (oui=1)	0.455*** (0.0602)	0.473*** (0.0529)	0.427*** (0.0544)	0.420*** (0.0626)	0.420*** (0.0761)
Constante	0.540*** (0.192)	0.834*** (0.162)	0.576*** (0.168)	0.767*** (0.204)	0.441* (0.263)
Observations	6,419	8,917	8,302	5,875	4,002
Écart-types entre parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

TABLEAU 16

RÉSULTATS DU MODÈLE PROBIT POUR LES CHÔMEURS DE DURÉES DIFFÉRENTES (ANNÉE 2008)

Variables	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
Nombre agrégé de demandes d'emploi	0.0319** (0.0135)	0.0579*** (0.0122)	0.0729*** (0.0142)	0.0523*** (0.0195)	0.112*** (0.0256)
Taux de chômage régional	0.0415*** (0.0129)	0.0392*** (0.0113)	0.0655*** (0.0119)	0.0362*** (0.0133)	0.0666*** (0.0145)
Employé Qualifié (oui=1)	0.139*** (0.0358)	0.123*** (0.0315)	0.115*** (0.0335)	0.116*** (0.0379)	0.103** (0.0415)
<i>Age (Réf. : moins de 20 ans)</i>					
entre 20 et 25 ans	0.200*** (0.0759)	-0.184*** (0.0625)	-0.158** (0.0685)	-0.234*** (0.0750)	-0.211** (0.0866)
entre 25 et 30 ans	-0.151* (0.0790)	-0.154** (0.0650)	-0.106 (0.0707)	-0.0454 (0.0783)	0.00693 (0.0885)
entre 30 et 35 ans	-0.0414 (0.0828)	-0.0297 (0.0689)	0.0110 (0.0743)	0.0432 (0.0811)	0.0856 (0.0913)
entre 35 et 40 ans	0.129 (0.0849)	0.0339 (0.0700)	0.0952 (0.0756)	0.178** (0.0824)	0.226** (0.0917)
entre 40 et 45 ans	0.0884 (0.0874)	0.0709 (0.0727)	0.160** (0.0784)	0.280*** (0.0861)	0.320*** (0.0948)
entre 45 et 50 ans	0.286*** (0.0941)	0.119 (0.0769)	0.190** (0.0825)	0.279*** (0.0898)	0.350*** (0.0991)
plus de 50 ans	0.240** (0.0932)	0.242*** (0.0798)	0.321*** (0.0848)	0.411*** (0.0930)	0.574*** (0.105)
Sexe (Homme=1)	-0.490*** (0.0364)	-0.462*** (0.0319)	-0.454*** (0.0338)	-0.464*** (0.0382)	-0.450*** (0.0421)
Nationalité (Français=1)	0.350*** (0.0532)	0.359*** (0.0473)	0.364*** (0.0494)	0.359*** (0.0578)	0.396*** (0.0626)
Marié (oui=1)	-0.0102 (0.0358)	0.0927*** (0.0314)	0.135*** (0.0329)	0.138*** (0.0372)	0.139*** (0.0402)
Minima sociaux (oui=1)	-0.0679 (0.0539)	-0.0547 (0.0494)	-0.118** (0.0508)	0.000192 (0.0557)	0.125** (0.0604)
<i>Niveau (Réf. : bac+5 ou +)</i>					
licence	-0.442*** (0.132)	-0.391*** (0.113)	-0.443*** (0.123)	-0.522*** (0.142)	-0.239 (0.150)
bac+2	-0.527*** (0.118)	-0.325*** (0.101)	-0.562*** (0.110)	-0.641*** (0.129)	-0.383*** (0.133)
bac	-0.696*** (0.113)	-0.617*** (0.0964)	-0.793*** (0.106)	-0.836*** (0.124)	-0.582*** (0.126)

Variabes	1 ^{er} mois	3 ^e mois	6 ^e mois	12 ^e mois	18 ^e mois
brevet	-0.768***	-0.620***	-0.760***	-0.806***	-0.554***
aucun diplôme	-0.631*** (0.118)	-0.592*** (0.101)	-0.739*** (0.111)	-0.834*** (0.128)	-0.617*** (0.131)
Secteur agricole (oui=1)	0.358*** (0.0892)	0.482*** (0.0831)	0.559*** (0.0878)	0.278*** (0.0938)	0.464*** (0.114)
Secteur bancaire (oui=1)	0.152 (0.174)	0.163 (0.144)	0.378** (0.171)	0.700*** (0.262)	0.632** (0.269)
Secteur commerce (oui=1)	0.202*** (0.0529)	0.218*** (0.0460)	0.275*** (0.0480)	0.240*** (0.0558)	0.218*** (0.0614)
Secteur BTP (oui=1)	-0.374*** (0.0530)	-0.415*** (0.0460)	-0.444*** (0.0491)	-0.523*** (0.0577)	-0.433*** (0.0630)
Secteur industrie (oui=1)	0.674*** (0.0500)	-0.649*** (0.0431)	-0.626*** (0.0456)	-0.708*** (0.0509)	-0.690*** (0.0550)
Secteur services (oui=1)	0.600*** (0.0544)	0.637*** (0.0482)	0.630*** (0.0511)	0.537*** (0.0548)	0.570*** (0.0612)
Constante	0.708*** (0.171)	0.585*** (0.146)	0.474*** (0.158)	0.770*** (0.181)	0.107 (0.194)
Observations	8,057	10,965	9,986	7,857	6,505

Écart-types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

GRAPHIQUES PERMETTANT DE VÉRIFIER LA CONDITION DE DE SUPPORT COMMUN

Pour vérifier si la condition de support commun, indispensable à une bonne utilisation de l'appariement par score de propension, est respectée, nous avons représenté les distributions des scores de propension du groupe des traités et des non-traités, prédits à partir des régressions probits précédentes, et ce pour chacune des années étudiées. Le graphique 30 correspond à ces distributions pour les individus étant restés 3 mois au chômage, le graphique 31 à celles pour les individus étant restés 6 mois et les graphiques 32 et 33 à celles pour les individus étant restés respectivement 12 et 18 mois au chômage.

FIGURE 30

RÉPARTITION DES SCORES DE PROPENSION POUR TOUTES LES ANNÉES (3^E MOIS DE CHÔMAGE)

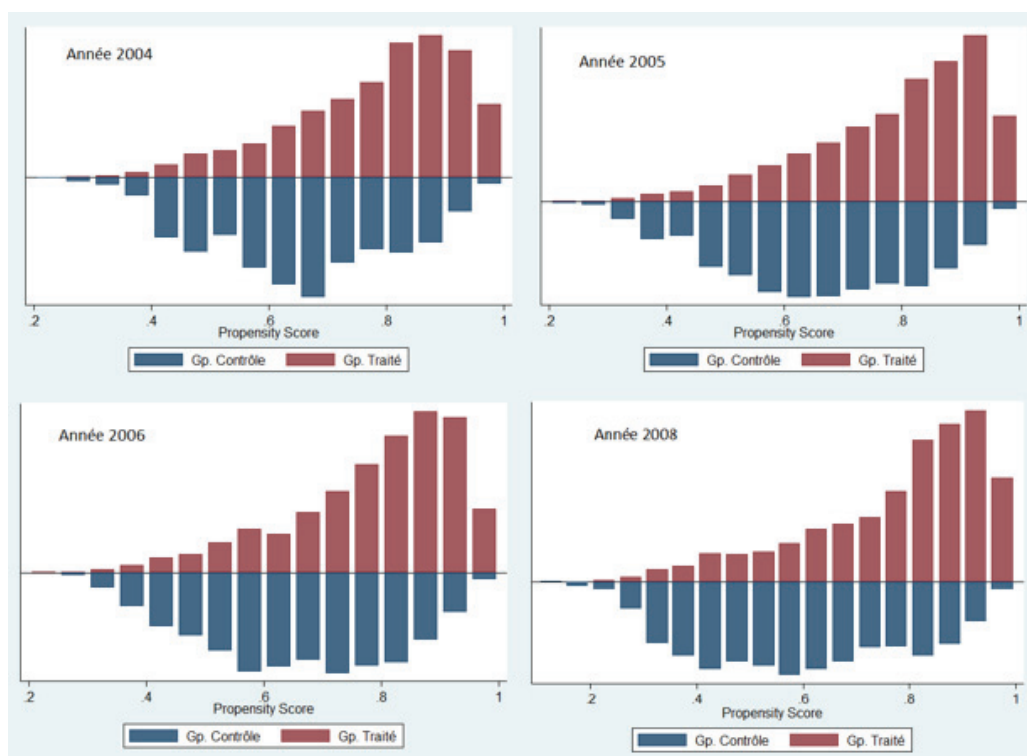


FIGURE 31

RÉPARTITION DES SCORES DE PROPENSION POUR TOUTES LES ANNÉES (6^E MOIS DE CHÔMAGE)

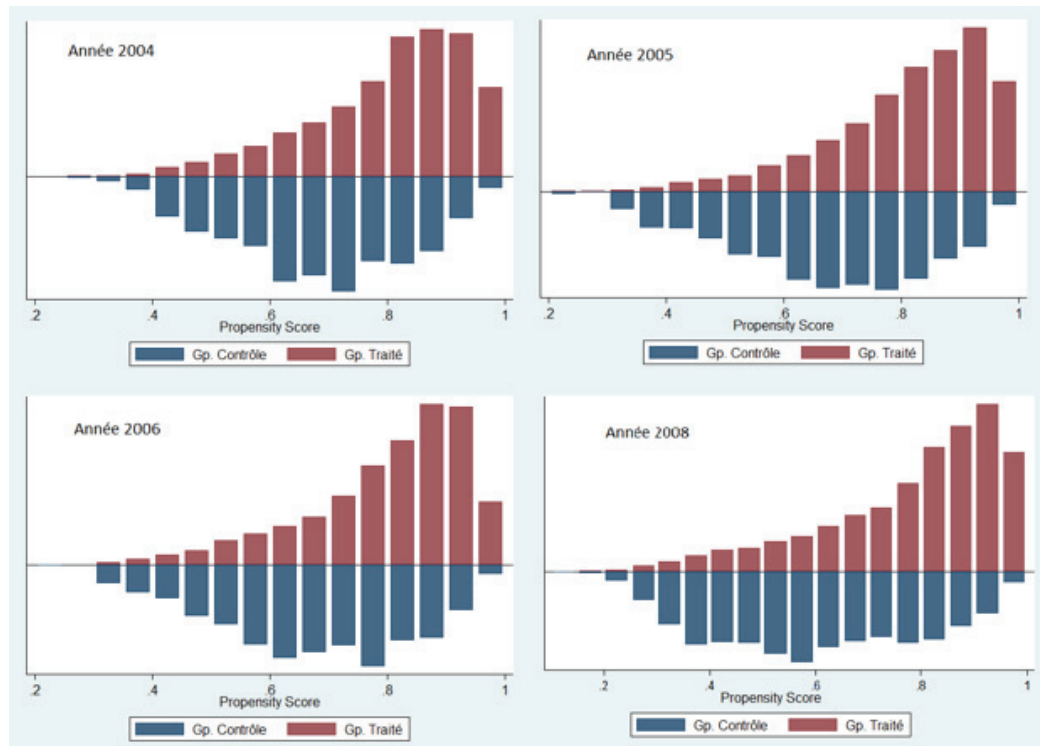


FIGURE 32

RÉPARTITION DES SCORES DE PROPENSION POUR TOUTES LES ANNÉES (12^E MOIS DE CHÔMAGE)

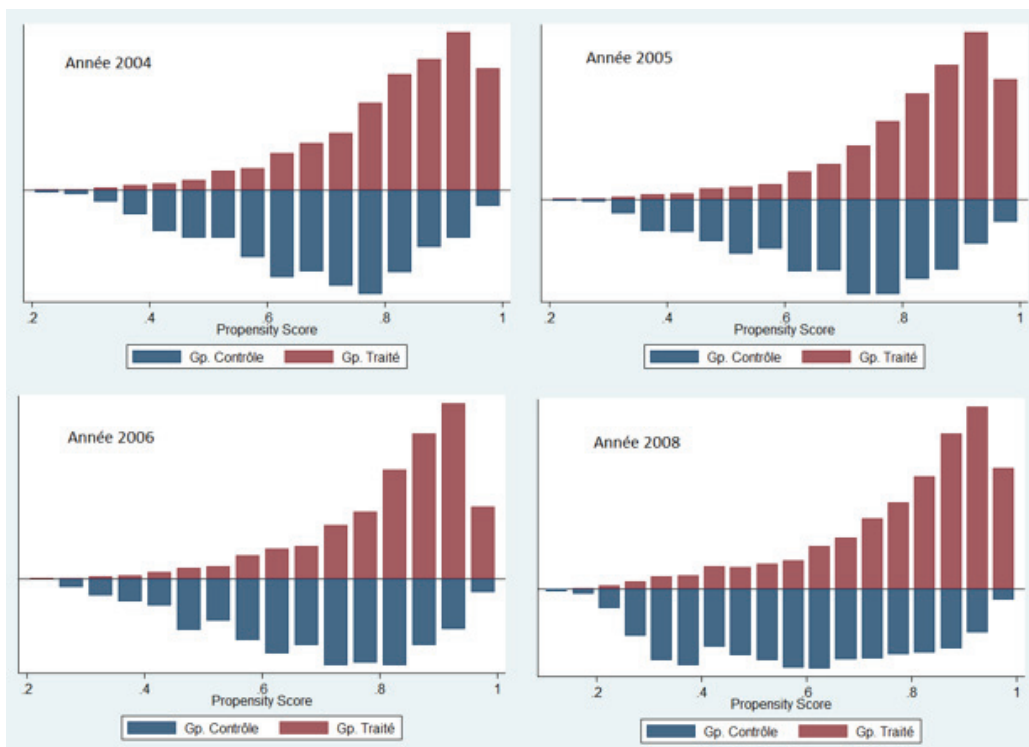
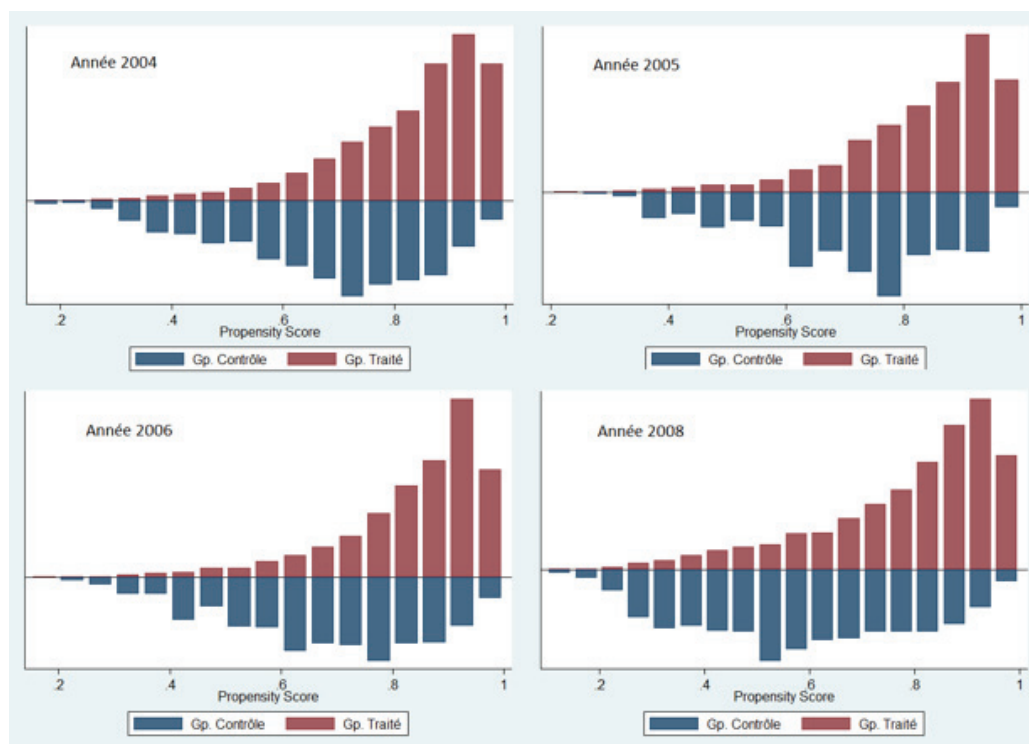


FIGURE 33

RÉPARTITION DES SCORES DE PROPENSION POUR TOUTES LES ANNÉES (18^E MOIS DE CHÔMAGE)

4

LES EMPLOIS ATYPIQUES ET L'ACTIVITÉ RÉDUITE FAVORISENT-ILS LE RETOUR À UN EMPLOI RÉGULIER ?

UN EFFET TREMPLIN MESURÉ DANS LE CONTEXTE FRANÇAIS

STÉPHANE AURAY ET NICOLAS LEPAGE-SAUCIER

(CREST Ensai, LIEPP et Chaire Sécurisation des parcours professionnels)

236 RÉSUMÉ

239 INTRODUCTION

- 239 MOTIVATION
- 240 L'IMPACT CAUSAL ET L'APPROCHE DE LA CHRONOLOGIE DES ÉVÉNEMENTS
- 241 L'HÉTÉROGÉNÉITÉ DE L'EFFET DU TRAITEMENT DANS LA LITTÉRATURE
- 242 LES DONNÉES
- 243 LES RÉSULTATS

245 L'APPROCHE EMPIRIQUE

- 245 LE MODÈLE
- 247 DESCRIPTION DES DONNÉES
 - 248 ÉPISODES DE CHÔMAGE
 - 248 VARIABLES DE TRAITEMENT
 - 250 VARIABLES DE CONTRÔLE
 - 251 RESTRICTIONS DE L'ÉCHANTILLON
 - 251 SPÉCIFICATIONS ALTERNATIVES

253 RÉSULTATS

- 253 MODÈLE DE BASE
- 256 SOUS-TRAITEMENTS
- 257 RÉSULTATS ADDITIONNELS PAR SOUS-GROUPES

259 CONCLUSION

261 RÉFÉRENCES

263 ANNEXES

RÉSUMÉ

Les systèmes d'assurance chômage sont souvent critiqués pour leur effet dissuasif sur le retour à l'emploi, dans la mesure où la reprise d'un emploi, même s'il est temporaire ou à temps partiel, peut entraîner l'interruption du versement des indemnités chômage. C'est pourquoi la majorité des pays européens ont aménagé leur réglementation, comme en France où l'activité réduite permet aux demandeurs d'emploi de recevoir, sous certaines conditions, une partie de leurs allocations chômage tout en percevant les revenus d'une activité salariée. Le développement des emplois atypiques de courte durée induit par le dispositif de l'activité réduite peut aider les travailleurs à garder un lien avec le marché du travail et avoir ainsi un effet bénéfique sur le retour à l'emploi. On parle alors d'effet « tremplin ». Il peut également réduire le temps disponible à la recherche d'emploi et donc décourager toute tentative d'évolution vers un emploi permanent. Cet effet contraire est parfois appelé effet « blocage ».

L'objectif de cette étude est d'examiner dans quelles circonstances et pour quels groupes de travailleurs, l'effet tremplin ou l'effet blocage des emplois atypiques est dominant. Les résultats devraient permettre de mieux identifier les groupes les plus à même de bénéficier de l'activité réduite, en mettant en évidence quel mécanisme particulier est en jeu dans l'obtention d'un emploi permanent. Pour étudier la relation de causalité entre l'exercice d'un emploi atypique ou d'une activité réduite et la probabilité de trouver un emploi permanent, les auteurs ont choisi la méthode de la « chronologie des événements ». Cette méthode consiste à estimer un modèle de hasard mixte proportionnel comportant deux risques concurrents : celui d'entrer en emploi atypique (le traitement) et celui de sortir du chômage (la variable dépendante d'intérêt). Les données utilisées sont issues du fichier FH-DADS, résultat de l'appariement du Fichier Historique de

Pôle emploi, et des DADS. Ces données permettent de suivre les parcours professionnels des salariés en France de 1996 à 2004.

L'emploi atypique ou l'activité réduite permettraient d'accroître les chances de retrouver un emploi

Quelle que soit la manière d'apprécier l'entrée en emploi atypique ou en activité réduite, on constate, à chaque fois, que les chômeurs « traités » (commençant un emploi atypique ou une activité réduite) ont une plus grande probabilité de trouver un emploi régulier que les chômeurs non-traités. La plus grande différence entre individus traités et non-traités est observée lorsque le traitement est envisagé à partir des informations issues du FH (heures de travail déclarées à Pôle emploi). L'introduction de différentes variables de contrôle dans le modèle permet d'identifier quels chômeurs ont plus de chance de retrouver un emploi régulier en fonction des caractéristiques des individus ou des particularités des parcours professionnels. Les salariés plus jeunes (surtout ceux de moins de 30 ans) ont une plus grande probabilité de sortie du chômage et d'entrée en emploi atypique. Les hommes trouvent plus rapidement un emploi régulier que les femmes, surtout quand ils sont mariés. Les individus ayant le plus travaillé dans l'année précédant leur entrée au chômage retrouvent également plus facilement un emploi qu'il soit régulier ou atypique. Enfin, avoir un enfant supplémentaire réduit la probabilité mensuelle de sortie du chômage de 2 % et celle d'entrée en emploi atypique de 3 %. Les résultats sont très similaires quel que soit le type de traitement considéré : au sens du FH (des déclarations d'heures travaillées) ou au sens du segment D3 du FH (des règles d'indemnisation dans le cadre de l'activité réduite).

L'entrée en activité réduite est particulièrement favorable pour le retour à l'emploi des chômeurs de longue durée

Laisser varier l'impact de l'activité réduite en fonction du temps écoulé depuis l'entrée en chômage permet de mettre en évidence le fait que plus le traitement intervient tardivement, plus il favorise la sortie du chômage.

En comparaison avec le groupe de contrôle, le bénéfice dépasse les 150 % après deux ans de chômage. Autrement dit, plus un individu a été longtemps au chômage, plus sa chance de retrouver un emploi permanent est accrue par l'occupation d'un emploi atypique.

Les estimations réalisées à partir de sous-groupes de demandeurs d'emploi constitués en fonction du secteur d'activité économique du dernier emploi exercé révèlent que les effets des deux types de traitement sont tous positifs, significatifs et plutôt homogènes. Il semble donc que le secteur d'origine du demandeur d'emploi a peu d'importance ; l'entrée en emploi atypique a, dans tous les cas, un effet bénéfique sur l'obtention d'un emploi permanent. Le constat est le même lorsque les sous-groupes sont constitués en fonction du type de métier recherché, qui est mentionné lors de l'inscription à Pôle emploi. Les effets sont, quasiment tous, positifs et significatifs. Les avantages de l'activité réduite sont donc homogènes, quel que soit le type de métier recherché.

Le même exercice effectué sur différentes classes d'âge d'individus montre que, si les salariés les plus âgés entrent plus rarement en activité réduite, ce sont eux qui en bénéficient le plus, en multipliant leur probabilité de retrouver un emploi régulier.

En conclusion

Selon les résultats obtenus, les emplois atypiques et l'activité réduite accroissent de façon significative les chances de retrouver un emploi régulier. Les estimations du modèle principal montrent qu'entrer en emploi atypique augmente de 60 % la probabilité de trouver un emploi régulier dans les mois suivants. Dans certains cas, il peut y avoir une relation inverse entre la probabilité d'entrer en traitement et l'impact positif de ce traitement. En effet, les chômeurs âgés, ceux qui n'ont pas travaillé l'année qui précède le début du chômage et les chômeurs de longue durée ont tous peu de chance de commencer un emploi atypique. Mais ce sont ceux qui bénéficient le plus de l'effet tremplin induit par cette activité.

INTRODUCTION

MOTIVATION

Le chômage chronique auquel font face beaucoup de pays européens renouvelle l'intérêt pour les programmes d'assurance chômage et leurs impacts sur les trajectoires professionnelles. La position de la France depuis la crise de 2009 est peu enviable, avec une hausse sans précédent du chômage de longue durée et la baisse constante de la probabilité des inscrits à Pôle emploi de se trouver un emploi (Auray et Lepage-Saucier, 2014). La situation est particulièrement inquiétante pour les jeunes pour qui la conjoncture économique peut fortement affecter la carrière¹, sachant que le taux de chômage des Français de moins de 25 ans n'est jamais descendu sous les 22 % depuis 2009². L'assurance chômage est souvent pointée du doigt pour son effet potentiellement désincitatif sur l'emploi, notamment sur les emplois temporaires ou à temps partiel si ceux-ci entraînent une interruption du versement des indemnités de chômage. Dans cette optique, la majorité des pays européens ont adopté des programmes d'assurance chômage partielle tels que l'activité réduite (AR) en France qui permet aux bénéficiaires de l'assurance chômage de recevoir une partie de leurs indemnités tout en demeurant sous employés.

L'impact économique de l'AR est plus complexe à analyser que les autres programmes d'indemnités conditionnelles à l'emploi. La complexité vient du fait que permettre de recevoir des indemnités de chômage en travaillant à temps partiel ou en ne travaillant qu'une partie d'un mois rend ce type de contrats plus intéressant. Les travailleurs sont ainsi incités à accepter ce type de contrats à un salaire inférieur et, ultimement, les employeurs sont encouragés à offrir ceux-ci plutôt que des emplois réguliers à temps plein. Ceci relance le débat sur le dualisme du marché du travail en Europe, une situation où un sous-groupe de travailleurs, typiquement plus jeunes, enchaînent les emplois atypiques de courte durée et éprouvent de la difficulté à obtenir un emploi permanent.

La question cruciale n'est donc pas uniquement celle du nombre d'emplois réguliers par rapport aux emplois atypiques, mais celle des carrières professionnelles. Si les emplois atypiques aident à trouver un travail permanent tout en procurant un revenu temporaire, leur proportion croissante ne devrait pas être source d'inquiétude. Par contre, s'ils créent deux classes de travailleurs et rendent les emplois permanents plus difficiles à obtenir pour les travailleurs atypiques, ils soulèvent alors des considérations d'égalité et d'efficacité. Plusieurs effets pourraient être à l'œuvre. Les emplois atypiques et l'AR peuvent aider les travailleurs à garder un lien avec le marché de l'emploi en maintenant ou améliorant leurs qualifications et en leur permettant de rencontrer de nouveaux employeurs potentiels avec l'espoir de voir une position temporaire devenir permanente. Neugart et Storrie (2002) et Houseman et al. (2003) explorent également le rôle joué par les agences temporaires d'emploi dans le but de recruter les employés en contrats permanents. On parle parfois d'effet « tremplin » (« stepping stone » ou « springboard »). Par contre, les emplois atypiques peuvent réduire le temps disponible pour la recherche d'emploi et l'AR peut également diminuer l'incitation à rechercher un emploi permanent, tout comme l'assurance chômage traditionnelle. Ek et Holmlund (2011) prédisent que l'assurance chômage partielle devrait augmenter le flux de travailleurs vers les emplois à temps partiel, mais réduire le flux de travailleurs vers les emplois à temps plein. Cet effet contraire est parfois appelé l'effet « blocage », ou « lock-in ». Concernant les emplois temporaires, Casquel et Cunyat (2008) montrent que leur impact positif sur la probabilité d'entrer en emploi permanent devrait diminuer avec l'assurance chômage et les coûts de licenciement. L'objectif de cette étude est d'explorer dans quelles circonstances et pour quels groupes de travailleurs l'effet tremplin ou l'effet blocage des emplois atypiques est dominant. Calculer un effet tremplin significatif impliquerait qu'au niveau individuel, les emplois atypiques ne mènent pas automatiquement vers une carrière hachée constituée d'une succession de contrats

1. Voir notamment les travaux de Oreopoulos et al. (2012).

2. Taux de chômage au sens du BIT - Ensemble des moins de 25 ans - France métropolitaine - Données CVS - Insee. URL <http://www.insee.fr/fr/bases-de-donnees/bsweb/serie.aspx?idbank=001688536>

précaires. Nous souhaitons également identifier un impact différencié en fonction de l'historique d'emploi et des sous-groupes de travailleurs. Ceci permettrait éventuellement de mieux cibler les groupes les plus en mesure de profiter de l'AR. Nous avons aussi la possibilité d'identifier quel type de travail à temps partiel a été effectué et de savoir si l'emploi a été réalisé dans un nouveau secteur d'activité.

À terme, l'intérêt serait de comprendre quel mécanisme particulier peut servir de tremplin pour retrouver un emploi permanent.

Notons qu'il est difficile de différencier l'effet de l'AR de l'effet même d'un emploi temporaire. L'admissibilité au programme dépend forcément de l'entrée en emploi à temps partiel ou temporaire et les versements sont modulés en fonction des heures travaillées et du revenu, facteurs qui influencent directement la probabilité de trouver un emploi régulier. Ainsi, séparer au niveau individuel l'impact de l'AR nécessiterait une stratégie d'identification basée sur une variation législative au cours du temps ou entre sous-groupes. Or, ces variations se révèlent difficiles à identifier dans le contexte précis de l'AR en France, les réformes à l'assurance chômage y étant généralement progressives et les programmes, universels.³ Cela dit, nous explorerons différentes spécifications où l'entrée en emploi atypique est accompagnée de versements d'AR, et certaines spécifications plus générales où elle ne l'est pas forcément.

Sans réforme ou expérience quasi-aléatoire, l'impact de l'AR sur l'ensemble du marché du travail et sur l'emploi régulier est difficile à anticiper.

En favorisant l'entrée en emplois atypiques, l'AR devrait accroître le flux de chômeurs vers ces emplois et diminuer le taux de chômage à l'équilibre.

Par contre, on pourrait observer une diminution de la propension de chaque travailleur atypique à trouver un emploi permanent, comme l'anticipent Ek et Holmlund (2011). De plus, les entreprises pourraient substituer à des emplois permanents des emplois temporaires. Un modèle structurel calibré aux données françaises se révèle ainsi nécessaire pour évaluer l'impact d'une réforme potentielle de l'AR sur le ratio des contrats sur le marché du travail, et pour réaliser une analyse du bien-être. Cet objectif va au-delà de la présente étude.

L'IMPACT CAUSAL ET L'APPROCHE DE LA CHRONOLOGIE DES ÉVÉNEMENTS

Pour estimer l'impact causal d'un emploi atypique et de l'AR sur la probabilité de trouver un travail permanent, l'obstacle principal au point de vue empirique est d'identifier un contrefactuel approprié. Les travailleurs entrant en AR peuvent ne pas être comparables à ceux qui n'y entrent pas, même en contrôlant les facteurs observables. Une corrélation entre la probabilité de trouver un emploi atypique et un emploi régulier pourrait toujours être présente malgré les variables de contrôle. Celle-ci serait faussement interprétée comme l'effet de l'emploi atypique sur la probabilité de trouver du travail régulier. Une corrélation positive rendrait l'effet traitement plus positif, alors qu'une corrélation négative rendrait l'effet traitement plus négatif. Une corrélation positive pourrait survenir si des travailleurs plus motivés trouvent les deux types d'emplois avec une plus grande fréquence. D'autres mécanismes pourraient entraîner une corrélation négative. Par exemple, des travailleurs avec suffisamment d'épargne ou avec des compétences en forte demande pourraient concentrer leur recherche d'emploi vers les emplois réguliers souhaités. Par opposition, ceux qui ont peu d'espoir de trouver l'emploi régulier désiré ou qui sont contraints financièrement à court terme pourraient se reporter sur les emplois atypiques.

Deux approches ont été majoritairement utilisées dans la littérature pour faire face au risque d'endogénéité lorsque le traitement et le résultat d'intérêt surviennent à un moment précis dans le temps. La première consiste à créer un groupe de comparaison synthétique grâce à l'appariement sur les caractéristiques observables. La seconde approche est celle de la « chronologie des événements » (CDE) développée par Abbring et Van Den Berg (2003) qui exploite l'aléa du moment d'entrée en traitement. Nous appliquons cette seconde méthode. Gaure et al. (2007) ont montré grâce à des simulations Montecarlo que l'approche de la CDE est très robuste pour mesurer l'effet causal d'un traitement appliqué dynamiquement. L'effet causal du traitement

3. L'impact de l'assurance chômage sur l'entrepreneuriat a été étudié en France par Hombert

et le risque sous-jacent en fonction de la durée sont particulièrement bien identifiés grâce à la présence de variables explicatives variant dans le temps (Heckman et Taber (1994) et Heckman et Navarro (2005) illustrent ceci) et de plusieurs épisodes par individu. Les deux sont présents dans nos données.

L'approche de la CDE consistera donc à estimer un modèle de risques proportionnels mixtes concurrents d'entrer en emploi atypique (traitement) et de sortir du chômage (la variable dépendante d'intérêt). Le modèle permet de capturer la corrélation potentielle entre les deux risques en incluant de l'hétérogénéité inobservée pour le risque de base de chaque processus et en n'imposant aucune restriction sur la corrélation entre les deux risques. La supposition cruciale est que le début du traitement soit non anticipé au-delà du risque sous-jacent d'entrer en traitement à chaque période. Ainsi, le comportement d'un individu qui sera bientôt traité doit être indistinct d'un individu similaire qui ne sera jamais traité. Dans ces conditions, Abbring et Van Den Berg (2003) montrent que l'effet de l'entrée en traitement peut être interprété comme causal.

L'HÉTÉROGÉNÉITÉ DE L'EFFET DU TRAITEMENT DANS LA LITTÉRATURE

L'impact du travail atypique et de l'AR ou de programmes similaires conditionnels à l'emploi a été étudié dans un nombre croissant de pays grâce à la disponibilité de bases de données administratives. Plusieurs méthodes ont été utilisées, trouvant la plupart du temps un impact positif sur le retour en emploi régulier⁴.

La méthode de la CDE a été souvent employée récemment. Kyrya et al. (2013) utilisent des données danoises et trouvent que le taux de sortie du chômage est réduit de 55 % pendant la réception de l'assurance chômage partielle alors qu'il est augmenté de 32 % après le traitement. Dans le contexte du marché du travail finlandais, Kyrya (2010) constate que les travailleurs bénéficiant de l'assurance chômage partielle ont une chance plus grande de trouver un emploi permanent après le programme alors que cette probabilité n'est pas réduite durant le traitement. Fremigacci et Terracol (2013) utilisent des données

françaises et trouvent que la probabilité de sortie du chômage est réduite de 76 % durant la réception d'AR alors que le fait d'avoir été en AR précédemment dans l'épisode de chômage augmente la probabilité de 230 %. Ainsi, ces trois études trouvent des effets négatifs ou nuls durant le traitement, mais un effet tremplin une fois le traitement terminé. Ces résultats pourraient naturellement s'interpréter comme une réduction du temps et de l'effort dédié à la recherche d'emploi régulier durant un emploi atypique.

Cependant, estimer l'effet du traitement en cours est délicat d'un point de vue méthodologique. Cockx et al. (2013) montrent que les risques de biais causés par l'entrée en traitement existent toujours à la sortie du traitement. Par exemple, s'il y a hétérogénéité dans le risque de trouver un emploi régulier, les chômeurs après être sortis de l'emploi temporaire n'auront pas la même composition qu'au moment d'y entrer.

L'effet post traitement sera donc affecté par un effet de composition. Fremigacci et Terracol (2013) font face à ce problème en modélisant également la sortie de traitement comme un processus aléatoire qui est non anticipé par le travailleur et dont le risque peut lui aussi être corrélé avec le risque de base. Ces suppositions impliquent cependant que les travailleurs n'anticipent pas la fin de leur contrat. Il est pourtant possible d'anticiper de quitter un emploi volontairement et bon nombre d'emplois temporaires ont une durée prédéfinie, surtout dans le contexte législatif français.

Cockx et al. (2013) proposent une approche alternative pour contourner le risque d'endogénéité de la sortie du traitement. Ils ne différencient pas entre l'effet pendant et après le traitement, mais cherchent à identifier un possible effet de blocage en permettant à l'effet traitement de varier au cours du temps. Considérant une population de jeunes femmes belges sans emploi neuf mois après leur graduation, ils trouvent qu'une allocation de revenu garanti augmente la probabilité de passer à un emploi non subventionné de 177 % en moyenne, sans identifier d'effet de blocage. Cela dit, cette identification de l'hétérogénéité du traitement doit être interprétée avec prudence. Richardson et Van Den Berg (2013) mettent en évidence le fait que, tel que pour le risque de base, un effet traitement changeant apparemment au cours du temps pourrait être causé par un effet de composition. Si un groupe subit un effet tremplin alors qu'un autre groupe subit un fort effet blocage, la composition du

et al. (2014) qui exploitent la réforme du Plan d'aide au retour à l'emploi.

4. Voir Ichino et al. (2008) pour l'impact des emplois d'intérim en Italie et Berton et al. (2007) et Picchio (2008) pour l'impact des emplois temporaires en Italie. Voir également Booth et al. (2002) pour l'impact des emplois temporaires sur les jeunes femmes britanniques, Hartman et al. (2010) pour les emplois d'intérim en Suède et Cockx et Picchio (2012) pour les emplois de courte durée en Belgique.

groupe traité changera naturellement au cours du temps et l'effet traitement semblera décliner (Cockx et al. (2013) trouvent que l'effet dépend négativement du temps, mais de façon non significative). Richardson et Van Den Berg (2013) prouvent qu'un modèle de CDE permettant à la fois une dépendance au temps et une hétérogénéité inobservée de l'effet traitement est identifié. Ils utilisent leur résultat pour évaluer l'efficacité d'un programme de formation professionnelle suédois.

Bien que les effets de traitement hétérogènes puissent avoir une interprétation économique intéressante, nous arguons qu'ils ne sont pas forcément utiles dans la décision d'un travailleur d'accepter ou non un emploi atypique, ou au niveau des politiques d'emploi d'encourager ce type d'emploi. Si l'effet mesuré est parfois positif, parfois négatif, la réponse à la question « l'entrée en emploi atypique augmente-t-elle la probabilité d'obtenir un emploi régulier » devient ambiguë. L'effet moyen du traitement doit donc être simulé pour tenir compte du nombre de personnes et du temps moyen pendant lequel les individus sont exposés au traitement positif et au traitement négatif. Fremigacci et Terracol (2013) et Cockx et al.

(2013) font cet exercice. Pour l'instant, comme cette étude est axée sur les politiques, nous ne considérons pas ce type d'hétérogénéité.

Nous estimons par contre une spécification où l'effet du traitement dépend du moment où un individu est entré en traitement. Nous considérons qu'une telle formulation pourrait être très utile pour cibler les demandeurs ayant le plus de chance de bénéficier du programme d'AR.

LES DONNÉES

Un aspect important de cette étude est la qualité des données disponibles. Notre base est le FH-DADS, un appariement de trois sources de données administratives. Elle inclut notamment des données d'individu et de leur employeur concernant la durée des contrats, les salaires, le total des heures travaillées, l'inscription des travailleurs à Pôle emploi et la réception d'indemnités de chômage. Cette information permet

de suivre la trajectoire professionnelle de 1/25^e des travailleurs français entre 1996 et 2004. Il sera donc possible d'avoir une définition très précise du début et de la fin des épisodes de chômage, du type et de la durée de l'emploi trouvé. Grâce aux informations sur les firmes, il sera notamment possible de savoir si un nouvel emploi a été obtenu dans une nouvelle entreprise ou dans un nouveau secteur. Plusieurs définitions du concept d'emploi atypique et d'AR sont également disponibles.

Un grand intérêt des données que nous utilisons est qu'elles permettent d'éviter le problème de censure non aléatoire par la droite. Ce problème est presque omniprésent quand les épisodes de chômage sont déduits de données administratives, ce qui est très souvent le cas dans la littérature⁵. Les épisodes de chômage sont souvent définis par la participation dans un programme gouvernemental et l'information sur le retour en emploi n'est pas toujours disponible. Quand cette information n'est pas disponible, quitter le programme est parfois interprété comme un retour au travail. Quand l'information est disponible, les participants qui quittent le programme avant de retrouver un emploi sont considérés comme censurés par la droite. Sans information supplémentaire sur les trajectoires, il est impossible de savoir quand un nouvel emploi régulier à temps plein a été trouvé. Bien sûr, cette censure n'est pas aléatoire et elle pourra biaiser les estimés si elle n'est pas prise en compte. Les travailleurs qui anticipent avoir peu de chance de retrouver un emploi sont ceux qui ont le plus de chance de quitter le programme pour la non-activité ou l'éducation. Seuls Fremigacci et Terracol (2013) modélisent cette censure explicitement en la traitant comme un nouveau processus aléatoire⁶.

Dans le cas présent, nos données nous permettent de connaître le moment exact où un travailleur trouve un emploi régulier. Nous n'avons ainsi pas à traiter la décision de quitter le marché du travail comme une censure, mais simplement comme faisant partie de l'épisode. Retarder la recherche d'emploi est une décision endogène d'un chercheur d'emploi qui sera capturée par le risque moyen de référence.

5. Kyyra et al. (2013) utilisent les transferts gouvernementaux alors que Kyyra (2010) et Fremigacci et Terracol (2013) utilisent l'inscription à un centre d'emploi. Cockx et Picchio (2012) et Cockx et al. (2013) par opposition utilisent les transitions entre chômage et emploi d'un trimestre à l'autre.

6. Afin que ce traitement soit complètement valide, la sortie du programme doit survenir de façon aléatoire et non anticipée par le travailleur.

LES RÉSULTATS

Nos résultats supportent clairement l'hypothèse d'un effet tremplin des emplois atypiques et de l'activité réduite. Nous trouvons que les chômeurs qui ont une plus grande chance de trouver un emploi régulier ont aussi une plus grande chance d'entrer en emploi atypique. Pour notre spécification principale, nous calculons que d'avoir été en emploi atypique pendant un épisode de chômage augmente la probabilité mensuelle de sortie de 60 % en tenant compte de l'hétérogénéité inobservée, alors que ce serait de 68 %

sans en tenir compte. L'effet est positif pour beaucoup de sous-groupes de chômeurs. Nous trouvons que les chômeurs de longue durée, les chômeurs plus âgés et ceux qui n'ont pas travaillé l'année précédant leur inscription à Pôle emploi bénéficient davantage du traitement. Paradoxalement, ce sont ces groupes qui ont statistiquement la plus faible probabilité d'entrer en emploi atypique ou en activité réduite. Nous décrivons dans la section suivante le modèle estimé et la construction des variables. La section 3 décrit les résultats et la section 4 conclut cette étude.

L'APPROCHE EMPIRIQUE

Un avantage majeur de l'approche de la CDE pour calculer les effets causaux est qu'elle ne requiert pas que les effets de sélection soient éliminés entièrement par les variables observables, contrairement aux méthodes d'appariement. Ceci la rend particulièrement pertinente dans le cas de données administratives dans lesquelles manquent souvent des informations importantes.

Par exemple, l'épargne des ménages est rarement disponible et pourtant très utile pour expliquer le comportement des chercheurs d'emploi (voir Bloemen (2002)). La CDE ne nécessite pas non plus que des variables explicatives affectent la variable dépendante uniquement à travers l'assignation du traitement comme c'est le cas des variables instrumentales. Dans le contexte du marché du travail, il serait étonnant qu'un facteur influence l'entrée en emploi atypique sans influencer l'entrée en emploi régulier.

L'approche de la « chronologie des événements » (CDE) exploite le fait que le début du traitement survient à un moment spécifique qui peut être considéré comme aléatoire. Du point de vue d'un travailleur, l'entrée en traitement signifie le début d'un nouvel emploi.

Comme dans les modèles standards de recherche et d'appariement sur le marché du travail, on suppose que les travailleurs cherchent continuellement un emploi et ne connaissent pas exactement le moment où leur recherche portera fruit. La supposition clé qui permet l'identification est ce que Abbring et Van Den Berg (2003) nomment la « non-anticipation ». Les chercheurs d'emploi connaissent la probabilité de trouver un emploi, qui peut varier au cours du temps, mais leur effort de recherche d'un emploi régulier ne doit pas changer juste avant l'entrée en emploi atypique⁷.

L'autre problème pour la mesure de l'effet causal est le classique effet de sélection. La probabilité qu'un travailleur entre en emploi atypique est probablement corrélée avec la probabilité de trouver un emploi régulier, auquel cas cette corrélation serait faussement interprétée comme effet du traitement. Pour distinguer les deux, la CDE propose de modéliser les transitions par modèles de risques proportionnels mixtes⁸ et d'estimer simultanément la variable dépendante d'intérêt et l'entrée en traitement, appelée l'équation de sélection. Abbring et Van Den Berg (2003) montrent que la corrélation entre les deux processus peut être capturée en permettant une hétérogénéité inobservée pour les deux processus.

Finalement, une supposition intrinsèque nécessaire pour l'identification est que le risque aléatoire de l'entrée en traitement soit non corrélé avec des facteurs inobservés qui varient au cours du temps et influent sur la probabilité de l'événement d'intérêt. Dans le cas de la recherche d'emploi, on pourrait imaginer qu'un individu allant à un salon de l'emploi aurait momentanément une plus grande chance de trouver un emploi atypique et aussi d'être pris peu de temps après pour un emploi régulier. Si ce salon est inobservable pour l'économètre, son impact sera attribué à l'emploi atypique, un problème classique de biais de variable omise. Au niveau macroéconomique, le taux de chômage influence simultanément la probabilité de trouver tout type d'emploi. Pour éviter cette source de biais, nous incluons le taux de chômage trimestriel au niveau de la région comme variable de contrôle.

LE MODÈLE

L'approche de la CDE consiste à estimer conjointement le risque de sortie du chômage et d'entrée en traitement par modèle de hasard mixte proportionnel. Notons le risque instantané de sortie du chômage θ_R et le risque instantané d'entrée en traitement θ_A , ils ont une spécification de base

$$\begin{aligned}\theta_R(t | x_t, a(t), V_R) &= \lambda_R(t) \exp(x_t \beta_R + a(t) \gamma + V_R) \\ \theta_A(t | x_t, V_A) &= \lambda_A(t) \exp(x_t \beta_A + V_A)\end{aligned}$$

7. Pour le marché du travail, on pourrait remettre en cause cette supposition si les travailleurs sont informés avant le début du programme. Abbring et Van Den Berg (2003) notent que cette information pourrait être interprétée comme un choc d'information ayant le statut de traitement. Signalons également qu'avec des informations sur l'effort de recherche des chômeurs, la non-anticipation pourrait être vérifiée directement.

8. Notons que Brinch (2011) critique cette supposition et suggère alternativement d'utiliser de simples modèles de risque mixtes et d'utiliser des variables dépendantes qui varient au cours du temps pour estimer l'effet du traitement de façon non paramétrique.

où t est le nombre de mois depuis le début de l'épisode de chômage. Les intervalles de temps sont discrétisés en mois, un choix naturel puisque plusieurs variables ont déjà une base mensuelle.

La variable de traitement $a(t)$ prend la valeur 1 si l'individu a déjà été traité plus tôt dans son épisode de chômage. Dans la spécification de base, l'effet du traitement, capturé par γ , ne varie pas et n'est pas hétérogène entre individus. Le vecteur de variables explicatives x_t peut varier avec le temps. Les risques de référence $\lambda_R(t)$ et $\lambda_A(t)$ sont constants par segment. Nous séparons la durée maximale d'un épisode de chômage en 10 intervalles. Un choix alternatif d'intervalles s'est révélé sans conséquence.

V_R et V_A représentent des caractéristiques inobservées au niveau individuel influençant le risque de retrouver un emploi régulier ou d'entrer en traitement, respectivement⁹. Plusieurs individus de notre panel subissent plus d'un épisode de chômage au cours de la période étudiée. Nous supposons que les termes d'hétérogénéité inobservée V_R et V_A sont stables pour chaque individu entre les épisodes de chômage. Grâce à cette supposition, plusieurs suppositions standards du modèle de hasard proportionnel mixte ne sont plus nécessaires. Si V_R et V_A sont stables pour un individu à travers les épisodes de chômage et que ces épisodes sont indépendants sachant x , V_R et V_A , Abbring et Van Den Berg (2003) montrent que le non-respect de la supposition de proportionnalité a moins de conséquences sur les estimés. La supposition d'indépendance entre x , V_R et V_A peut également être assouplie, une supposition qui peut être par ailleurs difficilement justifiable (Van Den Berg, 2001).

Notons $\tau_R \in (0, \infty)$ le moment où un épisode de chômage se termine en un retour en emploi régulier et $\tau_A \in (0, \infty)$ le moment où un individu entre en traitement.

La contribution à la vraisemblance d'un épisode de chômage pour un individu peut s'exprimer par

$$L(V_R, V_A) = \frac{(\theta_R(\tau_R | x_{\tau_A}, a(\tau_R), V_R))^{I(\tau_R \leq 36)} \exp \left[\int_0^{\min(\tau_R, 36)} \theta_R(t | x_t, a(t), V_R) dt \right]}{\theta_A(\tau_A | x_{\tau_A}, V_A)^{I(\tau_A \leq \tau_R)} \exp \left[\int_0^{\min(\tau_A, \tau_R)} \theta_A(t | x_t, V_A) dt \right]}$$

Pour obtenir la contribution inconditionnelle à la vraisemblance d'un individu avec m épisodes de chômage, on intègre $L(V_R, V_A)$ pour toutes classes V_R et V_A :

$$L = \int \int \left(\prod_{i=1}^m L_i(V_R, V_A) \right) dG(V_R, V_A).$$

Les termes d'hétérogénéité individuelle V_R et V_A peuvent être corrélés, capturant l'endogénéité potentielle provenant du lien entre la sortie du chômage et l'entrée en traitement. Puisque nous estimons deux processus – la sortie du chômage et l'entrée en traitement – l'hétérogénéité inobservée peut être spécifiée de façon très flexible. Nous adoptons une approche commune dans la littérature et spécifions une distribution bivariable discrète (Lindsay (1983), Heckman et Singer (1984), Aitkin et Rubin (1985)).

Comme la distribution G est un mélange fini de points de support discrets, la vraisemblance L peut se réécrire

$$L = \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \left(\pi_{j,k} \prod_{i=1}^m l_i(\nu_{Rj}, \nu_{Ak}) \right)$$

où

- (ν_{Rj}, ν_{Ak}) est une valeur possible du vecteur aléatoire (V_R, V_A)
- $\pi_{j,k}$ est la probabilité qu'un individu soit de classe (ν_{Rj}, ν_{Ak})
- J est le nombre total de classes pour le risque de retour en emploi
- K est le nombre total de classes pour le risque d'entrée en traitement.

Notons que les termes d'hétérogénéité ν_{R1} et ν_{A1} sont les termes constants du groupe de référence, et que les termes ν_{Rj} et ν_{Ak} pour $j, k \neq 1$ capturent la différence du risque sous-jacent des classes j et k par rapport au groupe de référence.

Puisque les poids $\pi_{j,k}$ font partie de la vraisemblance, ils sont spécifiés par logit pour s'assurer que chaque probabilité est comprise entre 0 et 1 et que

$$\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \pi_{j,k} = 1. \text{ Ainsi}$$

$$\pi_{j,k} = \frac{\exp(p_{j,k})}{\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \exp(p_{j,k})}.$$

9. Une formulation courante et équivalente consiste à remplacer V_R et V_A par $\ln(V_R)$ et $\ln(V_A)$.

L'une des probabilités $\pi_{j,k}$ est résiduelle et sa composante $p_{j,k}$ sera donc égale à zéro. Comme nous discrétisons les distributions de V_R et V_A , la question du nombre de points de support J et K se pose. L'objectif étant de ne pas restreindre la corrélation possible entre V_R et V_A , le nombre de points de support minimum pour chaque distribution est de 2. V_R pourrait donc prendre les valeurs V_{R1} et V_{R2} et V_A , les valeurs V_{A1} et V_{A2} et un individu pourrait être de type (V_{R1}, V_{A1}) , (V_{R1}, V_{A2}) , (V_{R2}, V_{A1}) ou (V_{R2}, V_{A2}) . Ce point de départ est motivé par le fait que l'hétérogénéité inobservée et le risque de référence sont tous deux spécifiés sous forme non paramétrique. Dans cette situation, Baker et Melino (2000) démontrent qu'un mauvais nombre de classes pourrait à la fois biaiser l'hétérogénéité inobservée et le risque de base. Pourtant, bien que cette spécification 2 x 2 soit courante dans la littérature, il faut garder à l'esprit qu'un nombre insuffisant de points de support pourrait ne pas capturer la totalité de la corrélation entre V_R et V_A et biaiser sérieusement les estimés (voir Gaure et al. (2007). Ainsi, à partir du modèle de base, la procédure suivie consistera à ajouter progressivement des points de support pour chaque processus. La validité d'un nouveau point est vérifiée par le critère d'information de Akaike, tel que recommandé par Gaure et al. (2007). La présence de variables explicatives variant dans le temps aide à identifier l'hétérogénéité dans les données (Brinch, 2011), ainsi que les épisodes de chômage multiples (Gaure et al., 2007). Malgré tout, l'hétérogénéité se révélera très faible dans nos données. Le modèle de départ 2 x 2 sera finalement nettement favorisé.

DESCRIPTION DES DONNÉES

Le FH-DADS est un appariement de trois bases administratives françaises : le FH, le D3 et les DADS. Le FH (fichier historique) contient de l'information sur l'historique de l'interaction des chercheurs d'emploi avec Pôle emploi. Les chercheurs d'emploi peuvent s'inscrire à l'agence pour obtenir de l'aide pour trouver un emploi, ce que fait la majorité des individus comptabilisés comme chômeurs selon les critères du Bureau international du travail. Cependant, avoir perdu un emploi n'est pas une exigence pour s'y inscrire. Le FH contient de l'information sur le type d'emploi

recherché, l'expérience de travail, des données sociodémographiques comme l'âge, le sexe, la situation maritale, le nombre d'enfants, etc. Le plus important est la date d'inscription à l'agence que nous utiliserons comme indicateur d'un début d'épisode de chômage. Le FH reporte également les heures travaillées mensuellement par les chercheurs d'emploi tant qu'ils sont inscrits à Pôle emploi. Ces éléments constitueront notre principale source d'information sur le travail atypique. Le D3 est un extrait du fichier national des allocataires, les chômeurs recevant des allocations chômage. Il contient des informations sur les salaires passés utilisés et les heures actuellement travaillées pour calculer les indemnités d'assurance chômage et d'activité réduite. Il s'agit d'une source secondaire d'information sur les heures travaillées pendant un épisode de chômage. Finalement, les DADS (déclarations annuelles de données sociales) sont un fichier administratif appariant les firmes et les employeurs. Cette déclaration doit être remplie par les entreprises pour raisons fiscales. Les entreprises détaillent le salaire et les heures travaillées de tous leurs travailleurs. Dans son extrait apparié avec le FH et le D3, les DADS donnent pour chaque travailleur la date de début du premier contrat et la date de fin du dernier contrat de l'année (1^{er} janvier et 31 décembre pour un contrat en cours) pour chaque société dans laquelle il a travaillé au cours de l'année. Les données sur les firmes incluent trois différentes classifications de secteur et un numéro d'identification unique qui peut être utilisé pour appairer de l'information provenant d'autres sources. Cette information est utile pour savoir si un emploi a commencé dans une entreprise où le travailleur a travaillé précédemment, ou dans le même secteur que celui de son dernier emploi principal. Les données issues des DADS permettent aussi de détecter à quel moment un individu est de retour en emploi à plein temps de façon pérenne. Malheureusement, les DADS ont aussi leurs limitations. En observant seulement le premier et le dernier jour d'emploi et les heures totales travaillées durant l'année, il n'est pas possible de reconstruire les heures travaillées chaque mois, à moins que le travail ne soit à temps plein pour toute l'année. Si les heures varient ou si une période de non-emploi est imbriquée entre deux périodes d'emploi, cette variation ne peut être observée. Similairement, si le contrat ou le salaire change en cours d'année, seul le salaire total et les conditions les plus longues seront disponibles. Ainsi, nous imputons les heures mensuelles dans les DADS grâce aux heures

moyennes réalisées durant toute la période travaillée durant l'année.

En termes d'étendue, certaines activités sont exclues des DADS, notamment les fonctionnaires et les employeurs privés (15 % de la main d'œuvre est exclue selon Le Barbanchon et Vicard (2009)) et les travailleurs autonomes. Puisque nous restreignons notre échantillon aux individus présents dans les DADS avant le début du chômage, ceux qui n'y sont jamais présents seront exclus d'office. Cependant, un individu initialement dans les DADS pourrait commencer un épisode de chômage et retrouver un emploi dans un secteur non couvert. Il serait considéré comme étant toujours au chômage ou comme étant sorti de la population. En ce qui a trait à l'effet traitement mesuré, il sera surtout affecté si la probabilité de passer à un secteur non couvert pas les DADS est différente pour les individus traités et non traités. Ceci dépendra probablement du secteur de destination (on pourrait imaginer que l'activité réduite mène plus souvent au travail autonome, par exemple). Au-delà de ces limitations, les avantages d'utiliser le FH-DADS sont nombreux. La base procure un très large volume de données et un panel très long. C'est un extrait au 1/25^e de la population française avec les années communes à toutes les bases couvrant la période allant de 1998 à 2004. En gardant les individus présents dans toutes les bases, il inclut 250 000 individus ayant au moins un épisode de chômage. Les données administratives ont parfois le désavantage d'offrir peu de variables. Mais ce n'est pas le cas pour le FH-DADS. Il permet de reconstruire l'historique complet d'emploi des individus et de définir précisément ce qu'on entend par épisodes de chômage, retour à l'emploi et traitement.

Épisodes de chômage

Nous identifions un épisode de chômage quand un individu s'inscrit à Pôle emploi, et n'était pas au chômage le mois précédent¹⁰.

Comme nous sommes intéressés à un retour durable en emploi, nous faisons appel au DADS. Cela nous permet de connaître à quel moment un individu commence un nouveau contrat et d'observer la trajectoire d'emploi qui en découle. Après le début d'un épisode de chômage, nous déterminons que l'épisode se termine lorsque :

1. Dans les DADS, le travailleur travaille au moins 140 heures dans le mois¹¹.
2. Dans les DADS, nous observons le début d'une période de six mois consécutifs au cours desquels le temps de travail mensuel est d'au moins 100 heures en moyenne¹².
3. À la fin de la période de six mois, le travailleur n'est plus inscrit à Pôle emploi¹³.

Les épisodes de chômage résultants sont plus longs et moins fréquents que les épisodes moyens dans la littérature pour plusieurs raisons. Cela s'explique par l'accent mis sur les emplois durables avec un minimum d'heures moyennes par mois alors que les autres auteurs n'observent souvent pas les emplois ou la durée future des emplois retrouvés. C'est également en partie la conséquence du marché du travail français qui est moins dynamique au sens où le chômage de longue durée est plus fréquent. Ainsi, malgré une période de 7 ans, les individus présents dans notre base ont seulement 1.25 épisodes de chômage par personne, significativement plus bas que les 3.2 épisodes de Kyrrä et al. (2013) ou les 1.82 épisodes de Fremigacci et Terracol (2013) qui, pourtant, utilisent également des données administratives françaises.

Une fois commencés, les épisodes de chômage peuvent se terminer uniquement par un retour en emploi, par une censure causée par le fait qu'ils se terminent après le mois de décembre 2004 ou par une censure causée par le fait qu'ils durent plus longtemps que 36 mois. Ainsi, toute la censure est non informative, car la durée d'un épisode de chômage et le moment de sa censure ne sont pas corrélés.

Variables de traitement

Les trois bases de données, le FH, le D3 et les DADS, procurent des informations différentes et complémentaires à propos des emplois atypiques réalisés au cours du chômage et de l'AR effectuée. Après une longue expérimentation avec les trois sources, nous avons conclu que de fusionner leurs informations afin d'obtenir un seul concept unifié d'emploi atypique serait un exercice intéressant, mais qui demanderait une connaissance administrative très fine des trois bases. Ceci irait au-delà de l'objectif de ce projet.

10. En travaillant avec les données du FH, nous avons constaté que certains "épisodes" de chômage commençaient exactement le lendemain de l'épisode précédent et qu'un paramètre de la demande avait changé. Nous déduisons que ce type de réinscription a un motif purement administratif et considérons simplement les deux épisodes comme un seul. Par conséquent, s'intéresser aux valeurs des variables en début d'épisode de chômage signifie que nous nous intéressons au tout premier de ces "sous-épisodes".

11. Dans les DADS, comme nous connaissons la date de début et la date de fin d'un emploi dans l'année ainsi que les heures totales travaillées, nous estimons les heures travaillées chaque mois par les heures totales divisées par le nombre total de mois. Les heures totales dans tous les emplois sont simplement la somme des heures de chaque emploi.

12. Nous permettons au travailleur de cumuler plusieurs emplois ou de changer d'employeurs. Cette façon d'observer ex-post un retour à un emploi régulier est similaire à celle de Cockx et Picchio (2012). Nous sommes conscients du fait qu'en principe, même un emploi stable peut se terminer tôt et un emploi prévu comme temporaire peut se prolonger. Ce type de mauvaise classification pourrait mener à des ratios de risques conservateurs (Meier et al., 2003).

13. Nous imposons qu'il ne soit plus inscrit à Pôle emploi uniquement à la fin, car nous constatons que certains individus restent inscrits quelques mois après le début d'un nouvel emploi. Il est possible qu'ils s'assurent de la stabilité de leur nouvel emploi, ou qu'un certain temps soit nécessaire à Pôle emploi pour constater qu'un travailleur a effectivement coupé les ponts si celui-ci n'en informe pas l'agence.

Les deux difficultés principales sont que leur définition est différente et que, pour des raisons administratives, il peut y avoir des différences entre le mois exact auquel un emploi ou la réception d'AR est noté. Donc, pour des raisons pragmatiques, nous créons trois différentes variables de traitement. Nous décrivons en détails les avantages et les inconvénients de chacune.

Comme expliqué dans la section précédente, notre spécification de base considère un chômeur comme traité s'il exerce présentement ou a exercé un emploi atypique, et effectue possiblement de l'AR.

Les traitements sont les suivants.

a_{Aty} reflète l'entrée en emploi atypique durant un épisode de chômage. Il est calculé grâce au FH et prend la valeur 1 si l'individu entre en AR selon les critères de Pôle emploi, qui sont simplement d'être inscrit et d'exercer un travail durant le mois. Le principal inconvénient de cette variable est que les demandeurs peuvent se désinscrire de Pôle emploi sans avoir retrouvé un emploi régulier durable selon les critères que nous avons retenus. Dans ce cas, même s'ils travaillent, leur activité réduite potentielle ne sera pas observée. Cependant, comme le premier mois d'activité réduite suffit pour être considéré comme traité, les erreurs risquent d'être peu nombreuses.

a_{UI} reflète l'entrée en AR au sens de l'Unédic. Elle est donc extraite de la base D3. Un demandeur d'emploi bénéficiaire de l'assurance chômage déclare exercer une activité réduite durant le mois, ce qui affecte les indemnités auxquelles il a droit pour le mois. Pour garder une interprétation strictement économique de cette variable, nous gardons uniquement les demandeurs ayant travaillé un nombre positif d'heures et reçu un montant positif de versements¹⁴.

Contrairement à a_{Aty} , nous pouvons observer a_{UI} même quand les individus ne sont plus dans l'échantillon FH. Malheureusement, cette variable n'est jamais disponible pour les non-allocataires de l'assurance chômage et cesse d'être disponible quand un individu a expiré ses droits.

a_{New} est une variable traitement créée directement grâce aux données des DADS. Pendant un épisode de chômage, a_{New} prend une valeur 1 à partir du moment où un chercheur d'emploi commence un nouveau contrat avec des conditions d'emploi à « temps partiel » (moins de 35 heures par semaine).

En excluant les nouveaux emplois à temps plein, nous souhaitons différencier a_{New} d'un emploi à temps plein qui aurait signifié probablement la fin de l'épisode de chômage, mais qui n'a pas duré assez longtemps.

De plus, la question intéressante d'un point de vue économique est celle du compromis : un chômeur devrait-il accepter un emploi à temps partiel alors qu'il cherche un emploi à temps plein ? Les DADS sont problématiques à cet égard, car ils ne permettent pas d'observer une entrée en emploi si l'individu a travaillé dans la même entreprise auparavant dans l'année. Un inconvénient similaire est qu'il sera impossible pour nous d'observer si un travailleur commence à temps partiel dans une entreprise, puis obtient un emploi à temps plein dans la même entreprise.

Par construction, le nombre d'heures dans chaque mois est le nombre d'heures moyen par mois au cours de l'année. Il faudrait attendre janvier de l'année suivante pour enregistrer le changement d'heures.

Les figures 1, 2 et 3 montrent pour chaque traitement les risques empiriques de Kaplan Meyer. Pour chaque graphique, le taux de sortie du chômage si l'individu n'est pas entré en traitement est en ligne pleine, le taux de sortie du chômage si l'individu est déjà entré en traitement est en tirets et le taux d'entrée en traitement est en pointillés rouges. Par souci de lisibilité, seuls les intervalles à 95 % de confiance sont montrés. Tous les graphiques sont créés à partir de l'échantillon total disponible.

Globalement, les risques de sortie de chômage sont élevés dans les premiers mois de l'épisode de chômage, puis déclinent substantiellement au cours du temps. Bien sûr, il est trop tôt pour dire s'il s'agit d'une réduction de l'intensité de la recherche ou d'un effet de composition dû au fait que les travailleurs les plus motivés trouvent rapidement un emploi.

Pour les trois traitements considérés, les chômeurs traités ont une plus grande probabilité de trouver un emploi régulier que les non-traités. La plus grande différence est pour a_{Aty} (Figure 1).

La différence pour a_{UI} est légèrement plus faible, peut-être dû au fait qu'en moyenne, l'AR accompagnée d'allocations chômage incite moins au retour au travail que l'activité réduite générale. La plus faible différence est pour a_{New} ; elle est significative des mois 3 à 29. Ceci est probablement dû à la moins bonne qualité de la variable a_{New} . Nous la conservons malgré tout grâce aux informations utiles qu'elle apporte sur l'entreprise et le secteur de l'emploi atypique occupé par l'individu. Bien que la magnitude de la différence du taux de sortie entre traités et non traités varie entre a_{Aty} , a_{UI} et a_{New} , le fait qu'elle soit toujours positive suggère déjà qu'un emploi atypique et l'AR peuvent avoir un impact positif sur la recherche d'emploi régulier.

14. Pour avoir droit à l'activité réduite, un travailleur ne peut pas travailler plus de 136 heures ou gagner un revenu de plus de 70% de son revenu de référence.

FIGURE 1

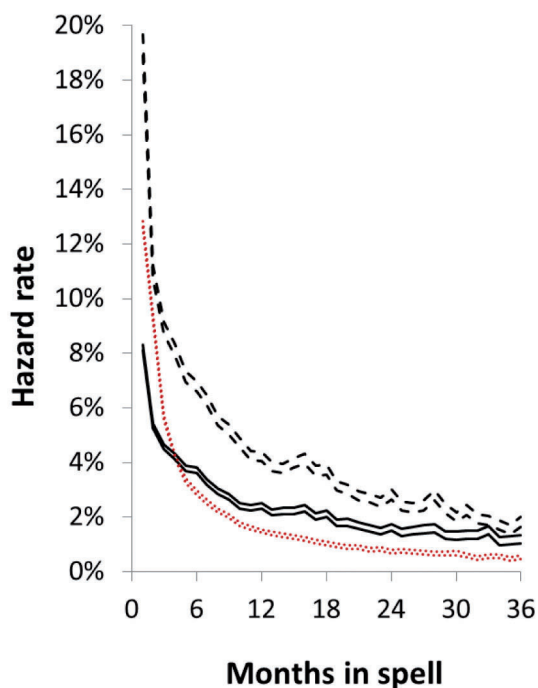
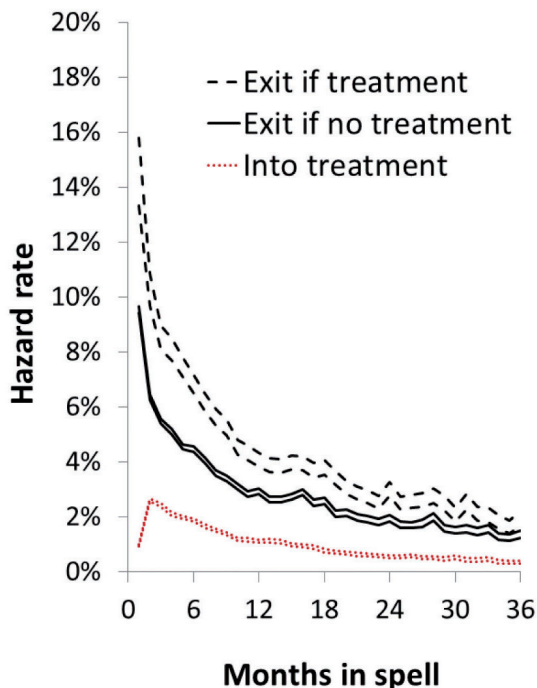
PROBABILITÉS POUR a_{Aty} 

FIGURE 2

PROBABILITÉS POUR a_{UI} 

Sans modèle statistique cependant, on ne peut toujours pas parler d'effet causal. Il pourrait y avoir une corrélation positive entre le risque de sortie et le risque de traitement, sans que le traitement n'ait d'effet en lui-même.

Un fait remarquable concernant les entrées en traitement est le très bas hasard pour a_{UI} dans les premiers mois comparé au 13 % de hasard pour a_{Aty} durant le premier mois de chômage.

Une explication possible pour cette divergence est que les premiers versements sont retardés dans le cas de paiements d'indemnités de licenciement. Cela peut être également dû au fait que les travailleurs s'inscrivent à Pôle emploi avant de cesser leur emploi. En effet, ceux qui anticipent un licenciement ou qui veulent chercher un nouveau travail avant de démissionner de leur emploi courant seront comptabilisés comme traités immédiatement avec a_{Aty} . Bien sûr, pour bénéficier d'allocations chômage, ils doivent perdre leur emploi, ce qui retardera leur entrée en a_{UI} . Notre spécification permettant à l'effet traitement de varier en fonction du moment où l'individu est entré en traitement devrait permettre de voir si cette particularité des premiers mois a un impact particulier sur l'effet mesuré.

La Figure 4 montre les stocks de travailleurs résultant du traitement a_{Aty} (cf. annexe).

L'échantillon complet comporte 320 206 épisodes de chômage.

Après 36 mois, 12.9 % + 6.5 % + 24.2 % = 43.6 % des chômeurs avaient eu au moins un mois d'emploi atypique et 55.6 % d'entre eux avaient trouvé un emploi régulier sans être censurés (ils ont retrouvé un emploi avant décembre 2004). En tout, seul 24.2 % + 29.2 % = 53.5 % de tous les demandeurs avaient trouvé un emploi sans être censurés.

Après trois ans, 12.9 % + 21.6 % = 34.5 % des épisodes ont été censurés. Notons que, dans cette figure, si un individu trouve un emploi et retourne en chômage avant les trois ans, il n'est pas recompté parmi les chômeurs.

Variables de contrôle

Pour bien estimer les risques conditionnels, le vecteur de variables de contrôle comporte un terme d'interaction entre le sexe et le statut marital, 8 variables nominales d'âge, 9 variables nominales de qualification, le nombre d'enfants, une variable nominale pour les Européens non français et une pour les non-Européens.

Le groupe d'âge le plus représenté est constitué des 23 à 28 ans.

Comme suggéré par Kyyrä et al. (2013), nous contrôlons également la situation récente sur le marché du travail au moment de commencer l'épisode de chômage.

Elle peut influencer sur la probabilité de retrouver un emploi régulier ou atypique, ainsi que sur l'admissibilité à l'assurance chômage. Spécifiquement, nous incluons le nombre total d'heures travaillées dans la dernière année, le nombre de mois où ont été reçues des allocations chômage et le nombre de mois passés sur les listes de Pôle emploi. Nous ajoutons également des variables de contrôle qui varient au cours de l'épisode : le taux de chômage trimestriel au niveau local (300 zones d'emploi) et les allocations d'assurance chômage.

Le **Tableau 10** en annexe présente des statistiques descriptives pour ces variables au niveau de la population (l'échantillon utilisé pour les estimés sera représentatif). Le traitement le plus commun dans notre échantillon est a_{Aty} . En effet, 43.6 % des épisodes de chômage comportent au moins un mois d'emploi atypique. Étant plus restrictive et moins bien mesurée, a_{New} n'intervient que dans 26.1 % des épisodes. Enfin, l'activité réduite réelle au sens de l'Unédic mesurée par a_{UI} ne survient que dans 17.4 % des épisodes. Notons que l'activité réduite est devenue beaucoup plus utilisée dans les dernières années. Un plus grand nombre d'individus pourraient donc être traités par a_{UI} dans un échantillon plus récent. Les hommes sont plus présents que les femmes et les non-mariés sont plus présents que les mariés. En moyenne, durant l'année précédant le début de l'épisode, les individus avaient travaillé 1 083 heures, reçu des allocations pendant 0.38 mois et passé 1.44 mois inscrits à Pôle emploi.

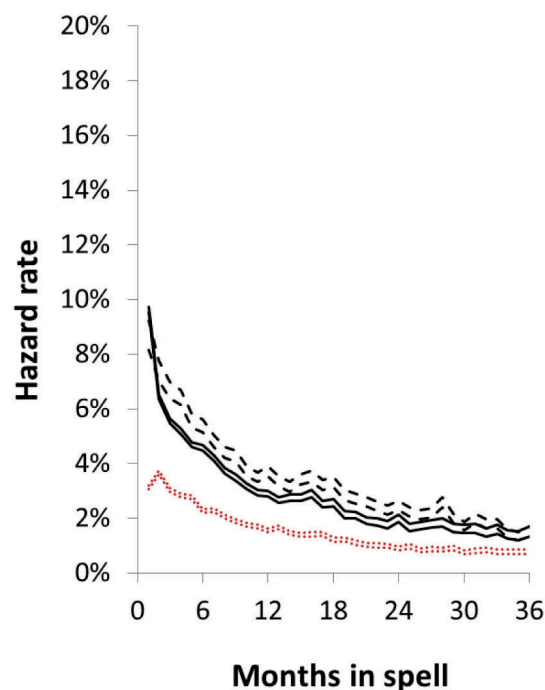
Restrictions de l'échantillon

Un avantage conséquent de nos données est la possibilité d'exclure de l'échantillon plusieurs types de chômeurs non pertinents pour l'analyse. Ainsi, nous conservons uniquement les travailleurs immédiatement disponibles pour travailler et qui cherchent un emploi à temps plein, excluant ceux qui cherchent uniquement un emploi à temps partiel. Nous excluons également ceux qui sont couverts par des régimes particuliers tels que les intermittents du spectacle¹⁵. Enfin, nous ne conservons que ceux dont les variables sont disponibles pour tout l'épisode. Nous excluons également les épisodes de chômage qui n'ont jamais été précédés d'une présence dans les DADS. L'objectif est de minimiser le nombre de personnes qui retrouveraient un emploi à l'extérieur du champ des DADS. Évidemment, le prix de ce choix est d'exclure les nouveaux entrants sur le marché du travail.

15. Ces individus doivent faire l'objet d'un traitement spécifique.

FIGURE 3

PROBABILITÉS POUR a_{new}



Note : seuls les intervalles à 95 % sont montrés.

Spécifications alternatives

La base FH-DADS présente l'avantage de comporter un grand volume de données qui permet d'étudier l'impact de plusieurs variations de traitement sur plusieurs sous-groupes. Cet exercice est précieux afin de cibler les demandeurs d'emplois les plus susceptibles de bénéficier du programme d'AR.

Une spécification alternative considérée sera de laisser l'impact des traitements a_{Aty} (l'entrée en emploi atypique) et a_{UI} (l'AR) varier en fonction du nombre d'heures travaillées dans le mois. Nous séparons l'activité longue d'au-moins 78 heures de l'activité courte de moins de 78 heures. Une approche idéale serait de considérer chaque traitement indépendamment et de modéliser l'entrée dans chacun d'entre eux. Ceci ajouterait une dimension supplémentaire d'hétérogénéité. Par souci de ne pas multiplier les dimensions et les paramètres du modèle, nous allons conserver comme unique processus l'entrée en traitement, peu importe le nombre d'heures.

L'hypothèse sous-jacente est que les individus ayant une forte chance d'entrer en activité réduite courte ont aussi une forte chance d'entrer en activité réduite longue, et que l'hétérogénéité des deux sous-traitements peut être capturée par un seul processus. Nous considérons également une spécification où l'effet du traitement varie en fonction du moment où un chômeur entre en traitement. Notons que cette forme d'hétérogénéité de l'effet traitement se distingue de celle considérée par la littérature antérieure qui s'intéresse principalement à l'impact changeant du traitement en fonction du temps écoulé depuis l'entrée en traitement. Nous considérons cette question comme plus pertinente du point de vue des politiques d'emploi. Une autre traitement hétérogène considéré sera l'entrée dans un nouvel emploi à temps partiel a_{New} dans un ancien ou dans un nouveau secteur. L'objectif est de comprendre si les chômeurs sont désavantagés quand ils prennent un emploi qui ne correspond pas à leur expertise principale.

Nous définissons le secteur principal comme celui dans lequel le plus grand volume d'heures mensuelles a été travaillé pour le plus grand nombre de mois dans l'année précédant l'épisode de chômage.

Nous nous penchons enfin sur l'effet des traitements a_{Aty} et a_{UI} sur plusieurs sous-groupes. Nous étudions plus spécifiquement l'impact en fonction de l'expérience passée sur le marché du travail l'année précédant l'épisode de chômage, en fonction du dernier secteur d'activité principal, de l'occupation désirée, du groupe d'âge et de la catégorie sociale¹⁶.

16. Pour plusieurs ensembles de spécifications, aucune hétérogénéité inobservée n'a été ajoutée, car celle-ci rendait difficile l'estimation des poids pour des sous-ensembles de modèles. De plus, sachant que l'hétérogénéité du modèle de base isole des sous-groupes parmi la population générale des chômeurs, leur interprétation serait probablement différente si nous restreignons l'analyse ex-ante à une sous-population. Enfin, pour un certain nombre de spécifications, une variable nominale pour la région parisienne a été ajoutée.

RÉSULTATS

MODÈLE DE BASE

Le **tableau 1** montre les résultats pour la spécification de base pour a_{Aty} . Les colonnes 1 et 2 correspondent au modèle estimé sans hétérogénéité inobservée, alors que les colonnes 3 et 4 correspondent au modèle estimé avec deux classes pour chaque processus.

Les modèles du risque de sortie du chômage sont présentés dans les colonnes 1 et 3 alors que les modèles pour l'entrée en traitement sont présentés dans les colonnes 2 et 4. Les coefficients en gras sont significativement différents de zéro au seuil de 5 %. Notons que, pour le modèle avec quatre points de support, les poids sont estimés avec peu de précision. Pourtant, grâce au grand nombre d'observations par rapport à la complexité du modèle, le critère d'information d'Akaike favorise le modèle avec hétérogénéité et rejette sans ambiguïté le modèle plus simple.

Nous avons conduit l'estimation avec un plus grand nombre de points de support, mais ils attribuaient très souvent des poids de zéro à certains sous- groupes, conduisant dès lors au même résultat que pour le modèle 2 x 2. Par souci de cohérence entre les différents modèles estimés, c'est le modèle 2 x 2 que nous privilégions.

Avec 2 x 2 classes, la corrélation entre les termes d'hétérogénéité est

$$\begin{aligned} \text{Corr}(V_R, V_A) &= \frac{\text{Cov}(V_R, V_A)}{\sqrt{\text{Var}(V_R) \cdot \text{Var}(V_A)}} \quad \text{où} \\ \text{Cov}(V_R, V_A) &= (p_{11}p_{22} - p_{12}p_{21})(\nu_{A2} - \nu_{A1})(\nu_{R2} - \nu_{R1}) \\ \text{Var}(V_R) &= (p_{11} + p_{12})(p_{21} + p_{22})(\nu_{R2} - \nu_{R1})^2 \\ \text{Var}(V_A) &= (p_{11} + p_{21})(p_{12} + p_{22})(\nu_{A2} - \nu_{A1})^2 \end{aligned}$$

La corrélation est égale à 0.59 pour le premier modèle (**tableau 1**, colonnes 3 et 4). Les individus qui sortent plus souvent du chômage sont donc aussi ceux qui ont le plus de chance de se trouver un emploi atypique.

Ne pas tenir compte de cette hétérogénéité risquerait ainsi de favoriser un effet traitement positif.

C'est précisément ce que montrent les estimés pour l'effet traitement. En tenant compte de l'hétérogénéité inobservée, l'effet traitement passe de $\exp(0.52) - 1 = 68.2\%$ à $\exp(0.47) - 1 = 60\%$, une différence statistiquement significative de 13.7 %.

Les estimés des variables de contrôle restent essentiellement identiques entre les deux modèles et ont des interprétations intuitives. Les travailleurs plus jeunes, surtout ceux de moins de 30 ans, ont une plus grande probabilité de sortie du chômage et d'entrée en emploi atypique. Ce résultat reflète probablement le fait qu'ils ont des compétences plus générales, une moins longue expérience de travail et sont plus mobiles, ce qui leur ouvre plus de possibilités d'emplois. Un plus bas niveau d'épargne pourrait aussi les inciter à trouver un travail plus rapidement. Le sexe et le statut marital influencent davantage la sortie du chômage que l'entrée en emploi temporaire. Les hommes trouvent plus rapidement un emploi régulier que les femmes, surtout quand ils sont mariés.

Au contraire, on constate que pour les femmes, le mariage ralentit le rythme de sortie du chômage, ce qui est cohérent avec une division traditionnelle des tâches au sein du couple.

Les chômeurs qui ont un enfant supplémentaire voient la probabilité mensuelle de sortie du chômage réduite de 2 % et d'entrée en emploi atypique réduite de 3 %. Un fait intéressant, les allocataires de l'assurance chômage ont une chance plus élevée de trouver un emploi régulier, mais moins élevée de trouver un emploi atypique. Il faut souligner qu'il ne s'agit pas ici d'effet causal. Comme ils se sont qualifiés pour l'assurance chômage, il est possible que les allocataires proviennent plus souvent des emplois réguliers et retournent plus facilement vers les emplois réguliers.

Pour ce qui a trait à l'expérience sur le marché du travail un an avant l'épisode de chômage, on constate que ceux qui ont travaillé plus d'heures se trouvent plus facilement en emploi, qu'il soit régulier ou atypique. Résultat surprenant, ceux qui ont passé un plus grand nombre de mois sur les listes de Pôle emploi ont une *plus* grande probabilité de retrouver les deux types d'emploi et les chômeurs qui ont reçu plus longtemps des indemnités chômage avant de commencer le présent épisode de chômage trouvent plus rapidement un emploi régulier. Ces deux résultats s'expliquent peut-être par le fait que ce sont des individus qui changent plus fréquemment d'emploi. Ils seraient donc plus souvent inscrits à Pôle emploi et recevraient plus d'allocations et trouveraient un emploi plus facilement.

TABLEAU 1

RÉSULTATS, MODÈLE DE BASE POUR α_{Aty}

HÉTÉROGÉNÉITÉ VAR. DÉPENDANTE	SANS HÉTÉROGÉNÉITÉ				4 POINTS DE SUPPORT			
	Sortie 1		Traitement 2		Sortie 3		Traitement 4	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
A été traité	0.52	0.012			0.47	0.017		
Durée 1-2 mois	1.7	0.038	2.2	0.061	1.65	0.042	1.85	0.07
Durée 3-4 mois	1.34	0.039	1.77	0.062	1.3	0.042	1.47	0.069
Durée 5-6 mois	1.18	0.04	1.46	0.064	1.14	0.042	1.2	0.069
Durée 7-8 mois	1.03	0.041	1.26	0.065	1	0.042	1.02	0.07
Durée 9-11 mois	0.81	0.041	1.03	0.065	0.78	0.042	0.82	0.069
Durée 12-14 mois	0.72	0.042	0.87	0.068	0.7	0.043	0.69	0.07
Durée 15-17 mois	0.68	0.043	0.77	0.07	0.66	0.044	0.63	0.072
Durée 18-21 mois	0.5	0.044	0.48	0.072	0.49	0.044	0.37	0.074
Durée 22-25 mois	0.32	0.047	0.32	0.077	0.31	0.047	0.24	0.078
Durée 26-30 mois	0.24	0.047	0.13	0.081	0.24	0.047	0.09	0.081
Taux de chômage	-0.02	0.003	-0.01	0.003	-0.02	0.003	-0.01	0.003
Moins de 23 ans	1.62	0.103	1.54	0.101	1.64	0.103	1.59	0.103
23 à 28 ans	1.79	0.102	1.52	0.101	1.8	0.103	1.57	0.102
28 à 33 ans	1.61	0.102	1.46	0.101	1.62	0.103	1.5	0.102
33 à 38 ans	1.58	0.103	1.42	0.101	1.59	0.103	1.45	0.102
38 à 43 ans	1.48	0.103	1.41	0.102	1.49	0.103	1.45	0.103
43 à 48 ans	1.44	0.104	1.39	0.102	1.45	0.104	1.42	0.104
48 à 53 ans	1.27	0.104	1.35	0.103	1.29	0.105	1.37	0.104
53 à 58 ans	0.75	0.108	0.9	0.106	0.76	0.108	0.91	0.107
Homme célibataire	-0.16	0.019	-0.18	0.022	-0.17	0.019	-0.2	0.024
Femme célibataire	-0.28	0.021	0.05	0.023	-0.29	0.021	0.05	0.025
Homme divorcé	-0.17	0.033	-0.28	0.039	-0.18	0.034	-0.3	0.041
Femme divorcée	-0.33	0.034	0.02	0.035	-0.33	0.035	0.03	0.038
Femme mariée	-0.43	0.02	0.05	0.022	-0.43	0.021	0.04	0.023
Hrs trav. a. d.x10 ⁻³	0.28	0.008	0.2	0.009	0.28	0.008	0.2	0.009
Mois ass ch. a. d.	0.02	0.005	0	0.005	0.02	0.005	-0.01	0.006
Mois Pôle emploi a. d.	0.03	0.002	0.04	0.002	0.03	0.002	0.05	0.003

HÉTÉROGÉNÉITÉ VAR. DÉPENDANTE	SANS HÉTÉROGÉNÉITÉ				4 POINTS DE SUPPORT			
	Sortie 1		Traitement 2		Sortie 3		Traitement 4	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
Nb. enfants	-0.01	0.007	-0.03	0.008	-0.02	0.007	-0.03	0.009
Europ. (non-Fr)	-0.11	0.041	-0.12	0.045	-0.11	0.042	-0.13	0.048
Non-Européen	-0.27	0.027	-0.25	0.029	-0.28	0.028	-0.28	0.031
Alloc./100	0.19	0.028	-0.58	0.04	0.19	0.028	-0.6	0.041
Qualification non Précisée	0.19	0.028	-0.58	0.04	0.19	0.028	-0.6	0.041
Manœuvre	-0.47	0.048	0.09	0.051	-0.47	0.049	0.09	0.054
Ouvrier spécialisé	-0.27	0.029	0.31	0.033	-0.27	0.029	0.31	0.035
Ouvrier qualifié	-0.07	0.025	0.38	0.03	-0.07	0.026	0.4	0.032
Ouvrier très qualifié	0.01	0.031	0.37	0.036	0.02	0.031	0.4	0.039
Employé non qualifié	-0.45	0.026	0.11	0.029	-0.45	0.026	0.11	0.031
Employé qualifié	-0.14	0.021	0.27	0.025	-0.14	0.021	0.29	0.027
Techniciens	0.05	0.026	0.38	0.031	0.06	0.027	0.41	0.033
Agents de maîtrise	-0.01	0.035	0.23	0.042	-0.01	0.036	0.24	0.044
V_{R1} / V_{A1}	-5.72	0.111	-5.96	0.12	-5.98	0.194	-5.55	0.128
$V_{R2}-V_{R1} / V_{A2}-V_{A1}$					0.4	0.14	-3	0.66
$P_{1,1}$					3.570	(11.39)		
$P_{1,2}$					3.319	(10.98)		
$P_{2,1}$					5.303	(10.46)		
$P_{2,2}$					0	-		
Observations	812439				812439			
Nb personnes	50000				50000			
Épisodes de chômage	62830				62830			
$\pi_{1,1}$	100%				13.4 %			
$\pi_{1,2}$	-				10.4 %			
$\pi_{2,1}$	-				75.8 %			
$\pi_{2,2}$	-				0.4 %			
Log. vraisemblance	-234565				-234479.2			
C. I. A.	469296				468958.4			
Corr(V_R, V_A)	-				0.59			

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. L'échantillon ne conserve que les travailleurs immédiatement disponibles à la recherche d'un emploi à temps plein, excluant ceux qui sont couverts par des régimes particuliers. L'individu de référence est un homme marié français de plus de 58 ans cherchant un poste de cadre. La durée de référence est de 31 à 36 mois.

Le **tableau 3** (en annexe) montre la même spécification que pour le **tableau 1**, mais utilise l'AR au sens de l'Unédic (la variable a_{UI}) pour traitement.

Les résultats sont très similaires à ceux pour un emploi atypique (a_{Aty}), ce qui suggère que les deux variables mesurent des phénomènes similaires. L'effet traitement est plus faible, cependant. Il semblerait donc que l'impact d'obtenir un emploi atypique pour les bénéficiaires d'assurance chômage en AR est moindre que pour tout type d'emploi atypique. Cette différence peut s'expliquer par le fait que, par construction, l'emploi atypique de a_{UI} ne peut dépasser 136 heures par mois ou 70 % du salaire de référence. L'ajout de l'hétérogénéité inobservée sur l'effet causal de a_{UI} est encore plus frappant que pour a_{Aty} , le réduisant de 57 %. Ceci reflète probablement le fait que la corrélation entre le risque de base de sortie du chômage et d'entrée en a_{UI} est de 1.

SOUS-TRAITEMENTS

Le **tableau 2** divise les variables de traitement a_{Aty} et a_{UI} en fonction du nombre d'heures du traitement et en fonction du moment où l'individu est entré en traitement. La colonne 1 divise le traitement a_{Aty} entre l'activité réduite de courte durée (moins de 78 heures par mois) et l'activité réduite de longue durée (plus de 78 heures par mois). La colonne 2 fait de même pour a_{UI} .

Les résultats semblent se contredire. Il apparaît que pour a_{Aty} , l'activité réduite longue favorise davantage le retour à l'emploi, alors que l'inverse est vrai pour a_{UI} . L'effet pour a_{UI} pourrait être dû à la nature même du programme qui n'est pas une subvention aux emplois atypiques, mais simplement la possibilité pour les travailleurs de recevoir plus rapidement leurs indemnités. Quand ceux-ci ont une activité réduite courte, ils peuvent percevoir une bonne partie de leurs indemnités, tout en profitant de l'effet tremplin de l'emploi atypique. Pour l'activité réduite longue, ils pourraient être moins encouragés à chercher immédiatement un emploi régulier puisque (i) ils retrouvent un revenu proche de leur revenu de référence et (ii) ils savent que s'ils trouvent un travail immédiatement, ils ne pourront pas profiter des indemnités auxquelles ils ont droit puisque le versement de celles-ci est décalé dans le futur.

Les colonnes 3 et 4 divisent le traitement en fonction du temps écoulé entre le début de l'épisode de chômage et l'entrée en traitement pour a_{Aty} et a_{UI} afin de voir

si les chômeurs qui entrent tôt en emploi atypique ou en activité réduite bénéficient davantage du traitement que ceux qui entrent tard. Ici, le message est non ambigu. Plus le traitement commence tard, plus il favorise la sortie du chômage par rapport au groupe de contrôle, au-delà de 150 % après deux ans de chômage. Donc, plus un individu a été longtemps au chômage, plus sa chance de retrouver un emploi permanent est multipliée par l'entrée en AR. Comme les chômeurs de très longue durée ont une très faible chance de se retrouver un emploi, il apparaît naturel que l'impact multiplicatif soit très large pour eux dans le cadre des modèles avec taux de hasards mixtes. Comme le montrent les tableaux 1 et 3, les chômeurs de longue durée sont aussi ceux qui ont la plus faible chance d'entrer en activité réduite. Ces résultats montrent pourtant que, du point de vue d'un chômeur de longue durée, accepter un emploi jugé moins désirable à court terme peut présenter des avantages en termes de parcours professionnel.

Du point de vue de Pôle emploi, il semble clair que, toutes choses étant égales par ailleurs, favoriser l'activité réduite pour les chômeurs de longue durée pourrait être avantageux.

Le **tableau 4** (en annexe) montre les résultats obtenus grâce à a_{New} , la troisième variable traitement considérée. Comme sur la figure 3, on constate que son effet est beaucoup plus modeste que celui de a_{Aty} et a_{UI} . Il est pourtant statistiquement significatif. L'intérêt de a_{New} est d'obtenir des informations supplémentaires sur le type d'entreprise et d'activité d'un nouvel emploi atypique. Notre hypothèse de travail était que les activités réduites réalisées dans des secteurs loin des compétences d'un travailleur devraient lui être moins utiles dans sa recherche d'un emploi régulier. Pourtant, nos résultats suggèrent l'inverse.

La colonne 1 suggère que le fait de commencer un emploi à temps non complet dans un nouveau secteur (36 classes) est 127 % plus favorable que de le commencer dans le même secteur d'activité que précédemment. Pour la classification plus fine de la colonne 2, la différence se situe dans la marge d'erreur. Il faut cependant traiter ces résultats avec prudence. Il se pourrait que les gens qui reprennent un emploi dans leur secteur de compétence aient plus de chance de commencer à temps plein, donc de ne pas passer par une activité réduite.

Par contre, passer par un emploi atypique dans un nouveau secteur peut être plus naturel et bénéfique en termes de dynamique d'emploi.

TABLEAU 2

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} SORTIE DU CHÔMAGE, PLUSIEURS SOUS-TRAITEMENTS

TRAITEMENT	a_{Aty} 1		a_{UI} 2		a_{Aty} 3		a_{UI} 4	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
Traité, heures < 78	0.21	0.02	0.29	0.02				
Traité, heures >= 78	0.33	0.02	0.24	0.03				
Tr. à 1-2 mois					0.5	0.01	0.25	0.03
Tr. à 3-4 mois					0.54	0.02	0.27	0.03
Tr. à 5-6 mois					0.56	0.03	0.38	0.03
Tr. à 7-8 mois					0.52	0.04	0.32	0.04
Tr. à 9-11 mois					0.53	0.04	0.36	0.05
Tr. à 12-14 mois					0.62	0.05	0.5	0.05
Tr. à 15-17 mois					0.78	0.06	0.71	0.06
Tr. à 18-21 mois					0.73	0.07	0.54	0.08
Tr. à 22-25 mois					0.8	0.1	0.69	0.11
Tr. à 26-30 mois					0.77	0.13	0.82	0.13
Tr. à 31-36 mois					1.18	0.19	0.5	0.26
Contrôles	Oui		Oui		Oui		Oui	
Observations	812439		812439		812439		812439	
Nb personnes	50000		50000		50000		50000	
Nb épisodes de chômage	62830		62830		62830		62830	

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

RÉSULTATS ADDITIONNELS PAR SOUS-GROUPES

Cette sous-section présente les estimés pour les sous-groupes, rendus possible par le volume de la base FH-DADS.

Le **tableau 5** (en annexe) est probablement l'un des plus importants pour identifier les demandeurs d'emplois les plus en mesure de bénéficier de l'activité réduite en fonction de l'expérience passée. On observe que tous les sous-groupes considérés profitent du traitement. Cependant, certains en bénéficient plus que d'autres. Les trois premières lignes montrent que, pour les traitements a_{Aty} et a_{UI} , les travailleurs qui en bénéficient le plus sont ceux qui travaillaient le moins l'année précédant l'épisode de chômage. Ce résultat est intuitif. Comme ce sont les moins rattachés au marché du travail, l'effet tremplin de l'emploi atypique vers une nouvelle carrière devrait être particulièrement prononcé. Les lignes 4 à 7 montrent que les bénéficiaires de

l'assurance chômage et les inscrits à Pôle emploi l'an passé retirent moins d'avantages de l'activité réduite. Il est probable qu'ils aient déjà réalisé de l'AR ou des emplois irréguliers avant et que l'effet de blocage soit plus important pour eux.

Le tableau 5 présente les résultats pour a_{Aty} et a_{UI} pour des sous-groupes de chômeurs en fonction de leur dernier emploi principal avant le début de l'épisode de chômage. Pour presque tous les secteurs, les effets de a_{Aty} et de a_{UI} sont positifs et significatifs et plutôt homogènes. Ils sont non significatifs pour quelques secteurs pour lesquels moins d'individus sont disponibles. Nous pouvons donc affirmer que peu importe le secteur d'origine d'un travailleur, entrer en emploi atypique ne devrait pas nuire à ses efforts pour trouver un emploi régulier. Les secteurs qui profitent le plus de a_{Aty} et a_{UI} sont : Industries des équipements du foyer ; Habillement, cuir ; pharmacie, parfumerie, entretien et Industries des produits minéraux. Ceux qui en bénéficient le moins sont Postes et

télécommunications ; Services personnels et Recherche et développement.

Le **tableau 7** (en annexe) montre les résultats pour a_{Aty} et a_{UJ} pour des sous-ensembles de chômeurs en fonction de leur occupation recherchée en priorité mentionnée au moment de l'inscription à Pôle emploi. Les impacts sont tous positifs et significatifs, sauf pour a_{UJ} où ils sont non significatifs dans trois cas. À nouveau, cela démontre que les avantages de l'activité réduite sont partagés, et cela malgré le fait que ni le secteur précédent, ni l'emploi recherché ne seront nécessairement les mêmes que l'emploi régulier ultimement trouvé. Le type d'occupation pour lequel a_{Aty} et a_{UJ} augmentent tous les deux le taux de hasard en emploi régulier sont : Personnel des autres industries (matériaux souples, industries graphiques, ameublement et bois) ; Personnel des services aux personnes et à la collectivité et Personnel du transport et de la logistique. Les professions recherchées qui bénéficient le moins de l'activité réduite sont Professionnels de l'intervention sociale, du développement local et de l'emploi ; Professionnels de la santé (professions médicales) et Professionnels de la formation initiale et de la formation continue.

Ces deux ensembles de résultats admettent diverses interprétations. Il est possible que certains secteurs ou professions mènent plus souvent à un emploi précaire que d'autres. Il est aussi possible que l'usage des emplois en CDD ou de courte durée y soit moins répandu et soit moins souvent une porte d'entrée vers un emploi régulier.

Le **tableau 8** (en annexe) montre les résultats pour a_{Aty} et a_{UJ} pour quatre groupes d'âge spécifiques de travailleurs. Si les tableaux 1 et 3 montraient que les travailleurs plus âgés entrent plus rarement en activité réduite, il est clair que ce sont eux qui en bénéficient le plus. Par exemple, a_{UJ} a un impact 288 % plus important sur le hasard des plus de 50 ans que sur celui des moins de 25 ans.

Le **tableau 9** (en annexe) présente les résultats pour a_{Aty} et a_{UJ} en fonction de la catégorie sociale des demandeurs d'emploi telle que déclarée à Pôle emploi. Il est clair que les cadres sont moins en mesure de tirer avantage de chaque type de traitement, alors que l'effet est moins clair pour les autres classes de travailleurs. Il est possible que, par nature, une position de cadre débute plus fréquemment à temps plein plutôt qu'à temps partiel.

Les positions de cadre à temps partiel pourraient être le plus souvent des missions en intérim offrant peu d'opportunités d'avancement à moyen terme.

CONCLUSION

Cette étude a montré que les emplois atypiques et l'activité réduite accroissent significativement la chance de trouver un emploi régulier pour les chômeurs français.

Notre modèle principal estime qu'entrer en emploi atypique augmente de 60 % la probabilité mensuelle de trouver un emploi régulier dans les mois suivants.

Il y a présence d'hétérogénéité inobservée entre les individus. Nous mesurons une corrélation positive entre la probabilité de se trouver un emploi régulier et celle d'entrer en emploi atypique. Cette corrélation fait en sorte que l'effet causal mesuré avec hétérogénéité est inférieur.

L'effet tremplin est relativement homogène et positif pour un ensemble de sous-groupes considérés. Il semble y avoir une relation inverse entre la probabilité d'entrer en traitement et l'impact positif de ce traitement.

En effet, les chômeurs âgés, ceux qui n'ont pas travaillé l'année précédant le début du chômage et les chômeurs de long-terme ont tous peu de chance d'entrer en emploi atypique et possiblement en activité réduite.

Pourtant, l'effet tremplin serait pour eux particulièrement prononcé. Ces groupes pourraient donc constituer des populations cibles intéressantes pour les programmes de Pôle emploi.

À première vue, ces résultats soutiennent la pertinence du programme d'activité réduite.

Au niveau individuel, l'entrée en emploi atypique semble profitable. Comme l'activité réduite ne favorise pas tous les types d'emplois de la même façon, l'impact net du programme sur les différents types de contrats ainsi que son analyse coût-bénéfice ne pourront être mesurés qu'à la suite d'une réelle réforme, un plan de recherche plus poussé ou grâce à un modèle général tenant compte de la dynamique du marché du travail. Il est également difficile d'estimer l'impact purement incitatif du programme d'activité réduite dans sa forme actuelle, puisque son impact diffère en fonction des situations spécifiques des individus¹⁷. Enfin, une réflexion plus théorique serait également intéressante à mener dans un contexte de progressivité optimale de la taxation du revenu.

Concernant les données utilisées, cette analyse montre le potentiel de la base FH-DADS en termes de volumes de données. Toutefois, elle en met également en exergue les limites en ce qui a trait à la mesure plus fine de l'activité mensuelle ou à son exhaustivité.

17. Le même reproche a été fait pour la Prime pour l'emploi (voir en particulier Cahuc et al. (2008) et Bonnefoy et al. (2008)).

RÉFÉRENCES

- Abbring, J. H. et Van Den Berg, G. J. (2003).** The nonparametric identification of treatment effects in duration models. *Econometrica* 71 1491-1517.
- Aitkin, M. et Rubin, D. B. (1985).** Estimation and hypothesis testing in finite mixture models. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* 47.
- Auray, S. et Lepage-Saucier, N. (2014).** Une baisse du chômage encourageante ? Non le marché du travail français est structurellement malade. LIEPP policy brief 13, Sciences Po.
- Baker, M. et Melino, A. (2000).** Duration dependence and nonparametric heterogeneity A monte carlo study. *Journal of Econometrics* 96 357-393.
- Berg, G. Van Den (2001).** Handbook of Econometrics, 5, chap. Duration models specification, identification, and multiple durations. 381-460.
- Berton, F., Devicienti, F. et Pacelli, L. (2007).** Temporary jobs Port of entry, Trap, or just Unobserved Heterogeneity ? LABORatorio R. Revelli Working Papers Series 68, LABORatorio R. Revelli, Centre for Employment Studies.
- Bloemen, H. G. (2002).** The relation between wealth and labour market transitions an empirical study for the netherlands. *Journal of Applied Econometrics* 17 249-268.
- Bonnefoy, V., Mirouse, B., Robert-Bobée, I., Mikol, F. et Vicard, A. (2008).** Prime pour l'emploi, redistribution et incitation à l'emploi. Dossiers solidarité et santé 5, DREES, Ministère du travail, des relation sociale, de la famille et la solidarité.
- Booth, A. L., Francesconi, M. et Frank, J. (2002).** Temporary jobs Stepping stones or dead ends ? *The Economic Journal* 112 F189-F213.
- Brinch, C. N. (2011).** Non-parametric identification of the mixed proportional hazards model. *Econometrics Journal* 14 343-350.
- Cahuc, P., Cette, G. et Zylberberg, A. (2008).** Salaire minimum et bas revenus comment concilier justice sociale et efficacité économique ? Rapport, Conseil d'analyse économique.
- Casquel, E. et Cunyat, A. (2008).** Temporary contracts, employment protection and skill A simple model. *Economics Letters* 100 333-336.
- Cockx, B., Goebel, C. et Robin, S. (2013).** Can income support for part-time workers serve as a stepping-stone to regular jobs ? an application to young long-term unemployed women. *Empirical Economics* 44.
- Cockx, B. et Picchio, M. (2012).** Are short-lived jobs stepping stones to long- lasting jobs ? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 74 646-675.
- Ek, S. et Holmlund, B. (2011).** Part-Time Unemployment and Optimal Unemployment Insurance. CESifo Working Paper Series 3370, CESifo Group Munich.
- Fremigacci, F. et Terracol, A. (2013).** Subsidized temporary jobs lock-in and stepping stone effects. *Applied Economics* 45 4719-4732.
- Gaure, S., Røed, K. et Zhang, T. (2007).** Time and causality A monte carlo assessment of the timing-of-events approach. *Journal of Econometrics* 141 1159-1195.
- Hartman, L., Liljeberg, L. et Skans, O. N. (2010).** Stepping-stones, dead-ends, or both ? an analysis of swedish replacement contracts. *Empirical Economics* 38 645-668.
- Heckman, J. J. et Navarro, S. (2005).** Dynamic discrete choice and dynamic treatment effects. *Journal of Econometrics* 136 341-396.
- Heckman, J. J. et Singer, B. (1984).** A method for minimizing the impact of distributional assumptions in econometric models for duration data. *Econometrica* 52 271-320.
- Heckman, J. J. et Taber, C. R. (1994).** Econometric mixture models and more general models for unobservables in duration analysis. *Statistical Methods in Medical Research* 3 279-302.
- Hombert, J., Schoar, A., Sraer, D. et Thesmar, D. (2014).** Can Unemployment Insurance Spur Entrepreneurial Activity ? Evidence From France. Tech. rep.

Houseman, S. N., Kalleberg, A. L. et Erickcek, G. A. (2003). The role of temporary agency employment in tight labor markets. *ILR Review* 57.

Ichino, A., Mealli, F. et Nannicini, T. (2008). From temporary help jobs to permanent employment what can we learn from matching estimators and their sensitivity ? *Journal of Applied Econometrics* 23 305-327.

Kyyrä, T. (2010). Partial unemployment insurance benefits and the transition rate to regular work. *European Economic Review* 54 911-930.

Kyyrä, T., Parrotta, P. et Rosholm, M. (2013). The effect of receiving supplementary ui benefits on unemployment duration. *Labour Economics* 21 122-133.

Le Barbançon, T. et Vicard, A. (2009). Trajectoire d'une cohorte de nouveaux inscrits à l'ANPE selon le FH-DADS. Document d'étude 152, Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (DARES).

Lindsay, B. G. (1983). The geometry of mixture likelihoods A general theory. *Annals of Statistics* 11 86-94.

Meier, A. S., Richardson, B. A. et Hughes, J. P. (2003). Discrete proportional hazards models for mismeasured outcomes. *Biometrics* 59 947-954.

Neugart, M. et Storrie, D. (2002). Temporary work agencies and equilibrium unemployment. Discussion Papers, Research Unit Labor Market Policy and Employment. Discussion Paper 02-203, Berlin Social Science Center, Centre for European Labour Market Studies, Department of Economics, University of Goteborg.

Oreopoulos, P., Wachter, T. von et Heisz, A. (2012). The short- and long-term career effects of graduating in a recession. *American Economic Journal : Applied Economics* 4.

Picchio, M. (2008). Temporary contracts and transitions to stable jobs in Italy. *Labour* 22 147-174.

Richardson, K. et Berg, G. J. Van Den (2013). Duration dependence versus unobserved heterogeneity in treatment effects Swedish labor market training and the transition rate to employment. *Journal of Applied Econometrics* 28 351.

ANNEXES

FIGURE 4

NOMBRE DE CHÔMEURS EN FONCTION DU TEMPS EN CHÔMAGE ; TRAITEMENT a_{Aty}

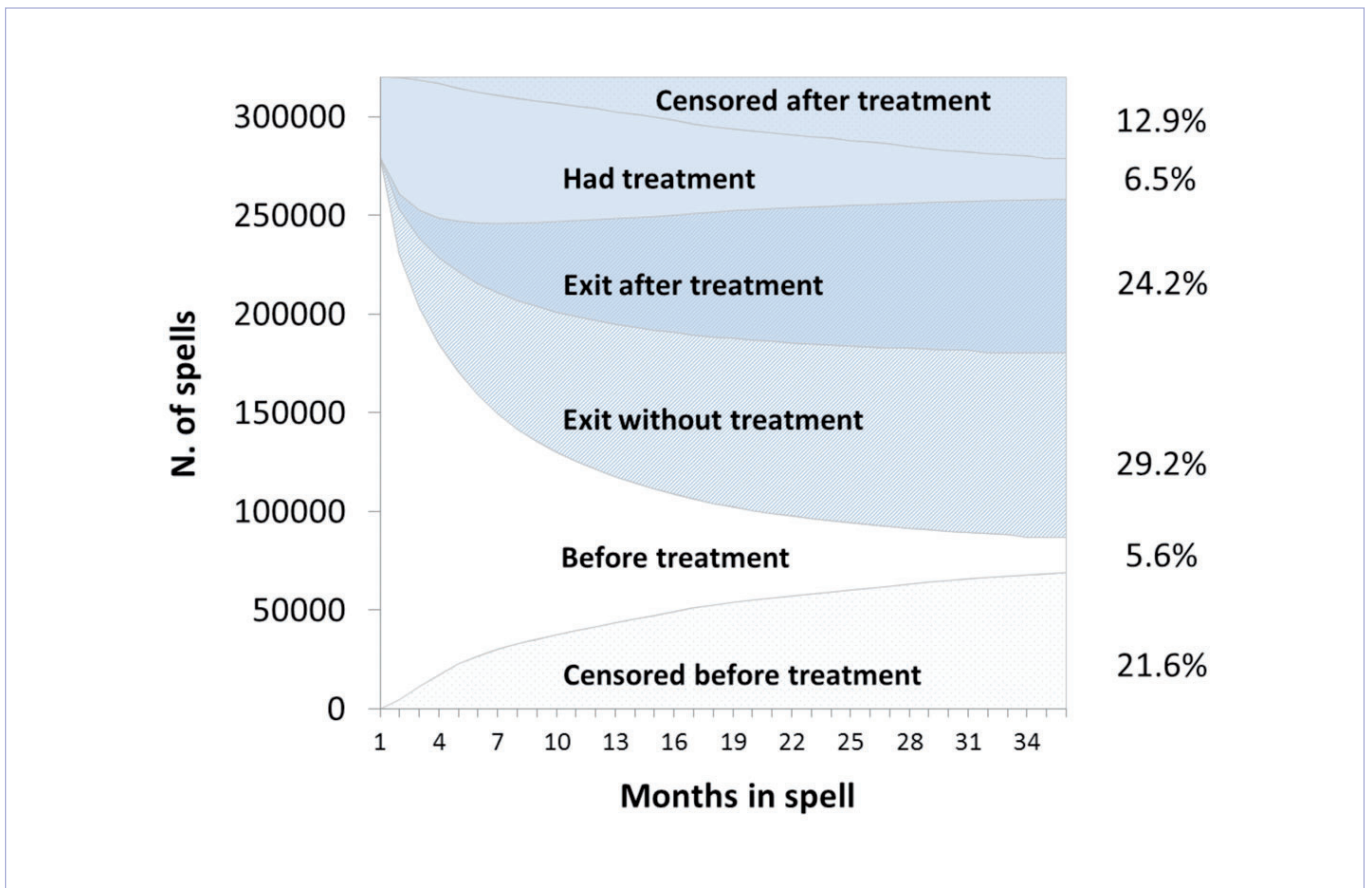


TABLEAU 3

RÉSULTATS, MODÈLE DE BASE POUR a_{UI}

HÉTÉROGÉNÉITÉ VAR. DÉPENDANTE	SANS HÉTÉROGÉNÉITÉ				4 POINTS DE SUPPORT			
	Sortie 1		Traitement 2		Sortie 3		Traitement 4	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
A été traité	0.34	0.016			0.23	0.021		
Durée 1-2 mois	1.6	0.038	1.03	0.073	1.53	0.04	0.71	0.08
Durée 3-4 mois	1.3	0.039	1.35	0.073	1.24	0.041	1.04	0.079
Durée 5-6 mois	1.16	0.04	1.28	0.074	1.11	0.041	1	0.079
Durée 7-8 mois	1.02	0.041	1.14	0.076	0.97	0.042	0.88	0.08
Durée 9-11 mois	0.8	0.041	0.91	0.076	0.76	0.041	0.68	0.079
Durée 12-14 mois	0.71	0.042	0.86	0.078	0.68	0.042	0.66	0.08
Durée 15-17 mois	0.68	0.043	0.76	0.08	0.65	0.043	0.6	0.082
Durée 18-21 mois	0.5	0.044	0.51	0.082	0.48	0.044	0.38	0.084
Durée 22-25 mois	0.32	0.047	0.28	0.089	0.3	0.047	0.19	0.09
Durée 26-30 mois	0.24	0.047	0.12	0.093	0.24	0.047	0.07	0.093
Taux de chômage	-0.02	0.003	-0.04	0.005	-0.02	0.003	-0.04	0.005
Moins de 23 ans	1.7	0.103	1.17	0.153	1.72	0.103	1.25	0.155
23 à 28 ans	1.87	0.102	1.27	0.152	1.89	0.103	1.33	0.154
28 à 33 ans	1.68	0.102	1.31	0.152	1.7	0.103	1.36	0.153
33 à 38 ans	1.65	0.103	1.32	0.152	1.66	0.103	1.36	0.154
38 à 43 ans	1.55	0.103	1.31	0.153	1.56	0.103	1.34	0.154
43 à 48 ans	1.51	0.104	1.3	0.153	1.52	0.104	1.34	0.155
48 à 53 ans	1.34	0.104	1.26	0.154	1.35	0.105	1.27	0.156
53 à 58 ans	0.8	0.108	0.8	0.157	0.81	0.108	0.8	0.159
Homme célibataire	-0.19	0.019	-0.06	0.034	-0.19	0.019	-0.08	0.036
Femme célibataire	-0.27	0.021	0.06	0.037	-0.28	0.021	0.05	0.039
Homme divorcé	-0.21	0.033	-0.09	0.055	-0.21	0.034	-0.12	0.058
Femme divorcée	-0.33	0.034	0.06	0.051	-0.33	0.035	0.05	0.055
Femme mariée	-0.42	0.02	0.08	0.032	-0.43	0.02	0.07	0.035
Hrs trav. a. d.x10 ⁻³	0.29	0.008	0.48	0.014	0.29	0.008	0.5	0.015
Mois ass ch. a. d.	0.01	0.005	0.07	0.007	0.01	0.005	0.07	0.008
Mois Pôle emploi a. d.	0.03	0.002	0.03	0.004	0.04	0.002	0.03	0.004

HÉTÉROGÉNÉITÉ VAR. DÉPENDANTE	SANS HÉTÉROGÉNÉITÉ				4 POINTS DE SUPPORT			
	Sortie 1		Traitement 2		Sortie 3		Traitement 4	
	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET	Coef.	ET
Nb. enfants	-0.02	0.007	0.01	0.012	-0.02	0.007	0.01	0.012
Europ. (non-Fr)	-0.12	0.041	-0.21	0.069	-0.12	0.042	-0.22	0.074
Non-Européen	-0.3	0.027	-0.32	0.046	-0.3	0.028	-0.34	0.048
Alloc./100	-1.58	0.046	0.2	0.006	-1.6	0.046	0.46	0.015
Qualification non Précisée	0.13	0.028	-0.42	0.084	0.13	0.028	-0.37	0.085
Manœuvre	-0.48	0.048	0.73	0.08	-0.47	0.049	0.8	0.084
Ouvrier spécialisé	-0.25	0.029	0.92	0.053	-0.25	0.029	0.98	0.055
Ouvrier qualifié	-0.05	0.025	0.94	0.05	-0.05	0.026	1.01	0.052
Ouvrier très qualifié	0.04	0.031	0.85	0.058	0.04	0.031	0.93	0.061
Employé non qualifié	-0.45	0.026	0.61	0.05	-0.45	0.026	0.65	0.051
Employé qualifié	-0.13	0.021	0.77	0.044	-0.12	0.021	0.82	0.045
Techniciens	0.08	0.026	0.61	0.055	0.08	0.027	0.68	0.057
Agents de maîtrise	0.01	0.035	0.56	0.067	0.01	0.036	0.6	0.071
V_{R1} / V_{A1}	-5.57	0.111	-7.33	0.173	-5.93	0.125	-6.94	0.179
$V_{R2}-V_{R1} / V_{A2}-V_{A1}$					0.5	0.073	-10.94	0.77
$P_{1,1}$					-15.28	473.3		
$P_{1,2}$					-1.55	0.1		
$P_{2,1}$					0	-		
$P_{2,2}$					$-\infty$	-		
Observations		812439				812439		
Nb personnes		50000				50000		
Épisodes de chômage		62830				62830		
$\pi_{1,1}$		100				0.0 %		
$\pi_{1,2}$		-				17.5 %		
$\pi_{2,1}$		-				82.5 %		
$\pi_{2,2}$		-				0.0 %		
Log. vraisemblance		-190196				-190064.2		
C. I. A.		380558				380128.4		
Corr(VR, VA)		-				1.00		

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5% sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1.
L'individu de référence est homme marié français de plus de 58 ans cherchant un poste de cadre. La durée de référence est 31-36 mois.

TABLEAU 4

RÉSULTATS, POUR a_{NEW} POUR DES ANCIENS ET DES NOUVEAUX SECTEURS

MODEL	Ancien/nouveau secteur (36)		Ancien/nouveau secteur (500)	
	1		2	
	Coef.	ET	Coef.	ET
a_{New} nouveau secteur	0.1	0.02	0.08	0.02
a_{New} ancien secteur	0.06	0.02	0.09	0.02
Contrôles	Oui		Oui	
Nb épisodes de chômage.	62613		62613	

Note. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1. Le secteur principal est celui dans lequel le plus grand volume d'heures mensuelles a été travaillé pour le plus grand nombre de mois précédant l'épisode de chômage, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

TABLEAU 5

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} , EN FONCTION DE LA SITUATION DANS L'ANNÉE PRÉCÉDANT L'ÉPISODE DE CHÔMAGE

TRAITEMENT	a_{Aty}		a_{UI}		N° Obs
	Coef.	ET	Coef.	ET	
1. Travaillé \geq 1 000 heures dans la dernière année	0.49	0.01	0.353	0.015	733434
2. Travaillé $<$ 1 000 heures dans la dernière année	0.503	0.013	0.334	0.02	710361
3. Pas travaillé dans la dernière année	0.558	0.017	0.495	0.029	618648
4. Reçu des indemnités chômage dans la dernière année	0.351	0.016	0.243	0.019	329800
5. Pas reçu d'indemnités chômage dans la dernière année	0.529	0.012	0.344	0.017	779762
6. Était inscrit à Pôle emploi dans la dernière année	0.445	0.011	0.32	0.014	757404
7. N'était pas inscrit à Pôle emploi dans la dernière année	0.53	0.013	0.36	0.018	725077

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1.

TABLEAU 6

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} , EN FONCTION DU DERNIER SECTEUR D'OCCUPATION

TRAITEMENT	a_{Aty}		a_{UI}		Obs
	Coef.	ET	Coef.	ET	
SECTEUR PRINCIPAL AVANT L'ÉPISODE DE CHÔMAGE					
1 Pêche	0.08	0.14	-0.11	0.19	7,692
2 Industries agricoles et alimentaires	0.52	0.03	0.4	0.04	107,314
3 Habillement, cuir	0.68	0.08	0.63	0.09	28,208
4 Édition, imprimerie, reproduction	0.45	0.06	0.35	0.08	31,188
5 Pharmacie, parfumerie, entretien	0.59	0.08	0.57	0.11	15,786
6 Industries des équipements du foyer	0.74	0.07	0.53	0.08	24,979
7 Industrie automobile	0.52	0.08	0.3	0.11	16,490
8 Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0.54	0.11	0.65	0.15	8,527
9 Industries des équipements mécaniques	0.56	0.05	0.36	0.06	43,584
10 Industries des équipements électriques et électroniques	0.56	0.07	0.27	0.09	27,833
11 Industries des produits minéraux	0.61	0.09	0.44	0.11	16,334
12 Industries du textile	0.7	0.09	0.35	0.11	18,082
13 Industries du bois et du papier	0.49	0.08	0.29	0.1	19,047
14 Chimie, caoutchouc, plastiques	0.53	0.06	0.37	0.07	30,850
15 Métallurgie et transformation des métaux	0.61	0.05	0.29	0.06	43,272
16 Industries des composants électriques et électroniques	0.65	0.07	0.43	0.09	21,415
17 Production de combustibles et de carburants	0.22	0.32	-0.66	0.53	1,217
18 Eau, gaz, électricité	0.77	0.15	0.35	0.21	5,501
19 Construction	0.54	0.02	0.28	0.03	196,171
20 Commerce et réparation automobile	0.52	0.04	0.27	0.05	68,969
21 Commerce de gros	0.57	0.03	0.36	0.04	155,009
22 Commerce de détail, réparations	0.5	0.02	0.34	0.03	310,320
23 Transports	0.44	0.03	0.38	0.04	110,132
24 Activités financières	0.47	0.05	0.22	0.06	52,646
25 Activités immobilières	0.52	0.05	0.26	0.07	43,472
26 Postes et télécommunications	0.43	0.05	0.14	0.1	33,362
27 Conseils et assistances	0.53	0.02	0.35	0.03	199,057
28 Services opérationnels	0.52	0.01	0.27	0.02	395,083
29 Recherche et développement	0.38	0.09	0.12	0.14	12,517
30 Hôtels et restaurants	0.35	0.02	0.22	0.03	268,576
31 Activités réactives, culturelles et sportives	0.41	0.05	0.31	0.06	61,260
32 Services personnels	0.39	0.06	0.23	0.08	40,035
33 Éducation	0.51	0.05	0.41	0.07	56,767
34 Santé, action sociale	0.49	0.03	0.35	0.04	181,231
35 Administration publique	0.43	0.03	0.3	0.05	115,733
36 Activités associatives	0.52	0.05	0.29	0.07	52,332

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1. Le dernier secteur principal est celui qui était le plus souvent le secteur ayant les plus longues heures mensuelles dans l'année précédant l'épisode de chômage, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

TABLEAU 7

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} , EN FONCTION DU TYPE DE POSTE RECHERCHÉ

TRAITEMENT TYPE DE POSTE RECHERCHÉ	a_{Aty}		a_{UI}		Obs
	Coef.	ET	Coef.	ET	
1 Personnels des services aux personnes et à la collectivité	0.59	0.02	0.39	0.03	483,650
2 Personnels des services administratifs et commerciaux	0.62	0.01	0.46	0.02	623,513
3 Personnels de l'industrie hôtelière	0.35	0.02	0.23	0.03	278,971
4 Personnels de la distribution et de la vente	0.54	0.02	0.39	0.02	572,944
5 Professionnels des arts et du spectacle	0.48	0.06	0.19	0.08	59,353
6 Professionnels de la formation initiale et de la formation continue	0.31	0.06	0.09	0.09	69,052
7 Professionnels de l'intervention sociale, du développement local et de l'emploi	0.37	0.03	0.13	0.05	135,735
8 Professionnels de la santé (professions paramédicales)	0.52	0.04	0.36	0.05	56,175
9 Professionnels de la santé (professions médicales)	0.33	0.1	0.15	0.14	13,428
10 Cadres administratifs et professionnels de l'information et de la communication	0.47	0.02	0.36	0.03	263,630
11 Cadres commerciaux	0.4	0.03	0.22	0.04	173,709
12 Personnels de l'agriculture et de la pêche	0.51	0.04	0.41	0.06	97,058
13 Personnels du bâtiment, des travaux publics et de l'extraction	0.59	0.02	0.35	0.03	300,117
14 Personnels du transport et de la logistique	0.58	0.02	0.44	0.02	389,767
15 Personnels de la mécanique, de l'électricité et de l'électronique	0.6	0.02	0.33	0.03	268,910
16 Personnels des industries de process	0.68	0.04	0.36	0.05	87,582
17 Personnels des autres industries	0.71	0.05	0.49	0.06	70,104
18 Personnels de type artisanal	0.48	0.03	0.35	0.04	107,675
19 Maîtrise industrielle	0.58	0.11	0.59	0.15	11,903
20 Techniciens industriels	0.54	0.03	0.4	0.04	106,286
21 Cadres techniques de l'industrie	0.3	0.03	0.08	0.06	91,987
22 Agents de maîtrise, techniciens et cadres techniques hors industrie	0.47	0.04	0.31	0.06	73,696

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

TABLEAU 8

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} , POUR QUATRE GROUPES D'ÂGE

TRAITEMENT	a_{Aty}		a_{UI}		Obs
	Coef.	ET	Coef.	ET	
AGE					
Moins de 25 ans	0.45	0.01	0.21	0.01	1,018,748
De 25 à 35 ans	0.52	0.01	0.35	0.01	1,439,711
De 35 à 50 ans	0.58	0.01	0.4	0.01	1,043,970
Plus de 50 ans	0.7	0.03	0.57	0.04	355,626

Note. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

TABLEAU 9

RÉSULTATS POUR a_{Aty} ET a_{UI} , EN FONCTION DE LA CATÉGORIE SOCIALE

TRAITEMENT	a_{Aty}		a_{UI}		Obs
	Coef.	ET	Coef.	ET	
CATÉGORIE SOCIALE					
Cadres	0.4	0.02	0.2	0.03	308,583
Profession intermédiaire	0.46	0.01	0.37	0.02	668,384
Employés	0.52	0.01	0.35	0.01	1,562,331
Ouvriers	0.56	0.01	0.36	0.01	1,686,312

NOTE. Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont en gras. Mêmes échantillon et variables de contrôle que le tableau 1, mais contient également une variable nominale pour la région parisienne. Les modèles ne contiennent pas d'hétérogénéité inobservée.

TABLEAU 10

STATISTIQUES DESCRIPTIVES (NIVEAU DE L'ÉPISODE DE CHÔMAGE)

VARIABLE	Moyenne	ET
Sera traité (<i>Aty</i>)	0.436	0.496
Sera traité (<i>UI</i>)	0.174	0.379
Sera traité (<i>New</i>)	0.261	0.439
Homme célibataire.	0.336	0.472
Femme célibataire	0.24	0.427
Homme divorcé	0.037	0.188
Femme divorcée	0.038	0.19
Homme marié	0.195	0.396
Femme mariée	0.155	0.362
Qualification non précisé	0.082	0.274
Manœuvre	0.019	0.136
Ouvrier spécialisé	0.063	0.242
Ouvrier qualifié	0.097	0.296
Ouvrier très qualifié	0.046	0.209
Employé non qualifié	0.131	0.338
Employé qualifié	0.359	0.48
Techniciens	0.076	0.265
Agents de maîtrise	0.033	0.179
Cadre	0.095	0.294
Français	0.929	0.257
Europ. (non-Fr)	0.02	0.14
Non-Européen	0.051	0.22
Région parisienne	0.214	0.41
Nb. enfants	0.549	1.009

VARIABLE	Moyenne	ET
Heures travaillées l'an d.	1083	736.0
Mois ass ch. l'an d.	0.384	1.382
Mois Pôle emploi l'an d.	1.437	2.864
Durée 1-2 mois	0.154	0.361
Durée 3-4 mois	0.085	0.279
Durée 5-6 mois	0.062	0.241
Durée 7-8 mois	0.046	0.209
Durée 9-11 mois	0.048	0.214
Durée 12-14 mois	0.036	0.186
Durée 15-17 mois	0.03	0.17
Durée 18-21 mois	0.027	0.162
Durée 22-25 mois	0.019	0.135
Durée 26-30 mois	0.017	0.13
Durée 30-36 mois	0.013	0.113
Épisodes de chômage cens.	0.463	0.499
Moins de 23 ans	0.217	0.412
23 à 28 ans	0.248	0.432
28 à 33 ans	0.162	0.369
33 à 38 ans	0.111	0.314
38 à 43 ans	0.089	0.285
43 à 48 ans	0.064	0.245
48 à 53 ans	0.053	0.223
53 à 58 ans	0.04	0.197
Plus de 58 ans	0.014	0.119

5

LE CONFORMISME DES RECRUTEURS

PROJET SPECTRE

*Situations Particulières d'Emploi et de Chômage :
un Testing sur les Recrutements des Employeurs*

FLORENT FREMIGACCI, Université Paris-Ouest Nanterre la Défense,
ECONOMIX.

RÉMI LE GALL, Université Paris-Est, ERUDITE, TEPP (FR CNRS n° 3435)
et Centre d'Études de l'Emploi.

YANNICK L'HORTY, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n° 3435).

PASCALE PETIT, Université Paris-Est, ERUDITE et TEPP (FR CNRS n° 3435).

Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche avec Pôle emploi.
Elle a bénéficié des remarques des membres du conseil scientifique de Pôle emploi et de celles
de François Aventure et Anita Bonnet.

ERUDITE

ÉQUIPE DE RECHERCHE SUR L'UTILISATION
DES DONNÉES INDIVIDUELLES
ET TEMPORELLES

Sous la co-tutelle de :
UPEC • UNIVERSITÉ PARIS-EST CRETEIL
UPEM • UNIVERSITÉ PARIS-EST MARNE-LA-VALLÉE



274 RÉSUMÉ

277 INTRODUCTION

279 DESIGN EXPÉRIMENTAL ET COLLECTE DES DONNÉES

280 CONSTRUCTION DES CANDIDATURES FICTIVES

281 RÉPONSES AUX OFFRES D'EMPLOI

285 RÉSULTATS DE L'EXPÉRIENCE

285 TAUX DE SUCCÈS BRUTS

286 L'EFFET DE STIGMATE DU CHÔMAGE DE LONGUE DURÉE

287 PÉNALITÉ À L'EMBAUCHE POUR UNE CARRIÈRE EN CDD

287 PÉNALITÉ AU TEMPS PARTIEL MASCULIN

288 UNE PRIME À L'EMBAUCHE DES FEMMES

288 PRIME AU TEMPS PARTIEL FÉMININ

289 CONCLUSIONS

291 RÉFÉRENCES

293 ANNEXES

293 ANNEXE 1 : CARACTÉRISTIQUES PRODUCTIVES DES CANDIDATS FICTIFS

294 ANNEXE 2 : EXEMPLE DE CURRICULUM VITÆ POUR LE CANDIDAT DE RÉFÉRENCE

295 ANNEXE 3 : COMPARAISON DEUX À DEUX DES TAUX DE SUCCÈS POUR LES OFFRES D'EMPLOI DE QUALITÉ

297 ANNEXE 4 : PROFIL DES EMPLOYÉS DEPUIS MOINS D'UN AN DANS CHAQUE PROFESSION, EN ÎLE-DE-FRANCE

RÉSUMÉ

L'effet d'un passage par une situation particulière d'emploi ou de chômage (temps partiel, contrat à durée déterminée, activité réduite, chômage de courte ou de longue durée) sur les chances de retrouver un emploi est évalué à l'aide d'une expérience contrôlée. Trois professions où ces formes particulières d'emploi ne sont ni rares, ni excessivement fréquentes ont été testées : les assistants commerciaux, les comptables et les serveurs dans la restauration. Pour chacune de ces professions, sept candidatures fictives ont été fabriquées qui se distinguent d'une candidature de référence par le fait d'avoir travaillé à temps partiel, en contrat à durée déterminée, ou d'être au chômage au moment de la candidature ainsi que par le sexe du candidat. Entre février et mai 2015, des réponses ont été envoyées à 300 offres d'emplois publiées en Île-de-France pour chaque profession en envoyant au total 6300 candidatures (3 x 7 x 300). L'étude consiste en une exploitation statistique et économétrique des résultats de ces envois. La méthode retenue permet d'estimer l'effet causal de l'existence de situations particulières d'emploi sur les chances d'accéder à l'emploi. Plus précisément, la réponse de l'employeur est considérée comme positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien d'embauche ou qu'il se manifeste pour obtenir davantage de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas.

Pas ou peu d'effet de stigmatisme lorsque le candidat est au chômage depuis plus d'un an

Aucune pénalité significative (au plan statistique) ne se fait jour pour des candidats au chômage depuis au moins un an en comparaison de ceux qui sont en emploi. Ce résultat se vérifie si l'on restreint l'analyse aux emplois à pourvoir de « bonne qualité » (emploi en CDI, salaires supérieurs à la moyenne, offres exigeant un diplôme, ou offres proposant un poste supérieur au dernier emploi occupé).

Le seul cas de stigmatisation apparaît pour les comptables, lorsque l'on compare les candidats en chômage de longue durée à ceux qui ont moins

de 3 mois de chômage. Ces derniers ont près de 9 points de plus de chances d'accéder à un entretien d'embauche (par rapport au taux de « succès » de 18 % observé pour les personnes en chômage de longue durée).

Enfin, dans le cas des comptables, les candidats connaissant une durée courte de chômage (moins de 3 mois) sont le plus souvent avantagés vis-à-vis des personnes en CDI, surtout pour les emplois de faible qualité, ceci pouvant être interprété comme une préférence accordée par les employeurs aux candidats les plus disponibles.

Pénalité à l'embauche pour une carrière en CDD sauf pour les serveurs

Un candidat actuellement en CDD avec une histoire professionnelle entièrement composée de CDD est significativement pénalisé dans deux professions sur les trois, relativement au candidat de référence ayant une trajectoire professionnelle composée d'une succession de contrats à durée indéterminée.

La pénalité est maximale pour les commerciaux (-7,3 points) et forte chez les comptables (-6,3 points) tandis qu'elle est statistiquement non significative aux seuils usuels pour les serveurs.

Cette pénalité à l'embauche pour une carrière en CDD est maintenue voire renforcée lorsque l'échantillon est limité aux emplois de qualité. Elle est ainsi significative pour les trois professions concernant l'accès à des emplois en CDI.

Ces résultats peuvent être interprétés comme un effet de stigmatisation (les employeurs préfèrent une personne envoyant un signal considéré comme positif au travers d'une carrière en CDI), combiné avec une référence à la norme d'emploi prévalant dans le métier : l'absence d'effet négatif d'une carrière en CDD pour les serveurs renvoie au fait que ce type de trajectoire y est très fréquent, à la différence de ce que l'on observe dans les deux autres métiers.

Pénalité au temps partiel masculin essentiellement pour les comptables

Un candidat actuellement à temps partiel peut subir une pénalité à l'embauche relativement à un candidat de référence qui a enchaîné des CDI à temps plein. Cette pénalité est significative chez

les comptables et est à la limite de la significativité chez les assistants commerciaux, deux professions où le temps partiel est rare, voire exceptionnel. L'effet significatif chez les comptables se maintient si l'on restreint l'échantillon aux seules offres en CDI et sur les offres exigeant un diplôme, pour lesquelles on trouve également un effet significatif pour les assistants commerciaux.

Cet effet négatif du fait d'être à temps partiel n'est jamais significatif pour les serveurs. Or, le temps partiel masculin est le plus diffusé chez les serveurs, avec près d'un tiers des nouveaux emplois masculins. Le fait d'occuper un emploi à temps partiel peut être pénalisant lorsqu'il est rare chez les personnes en emploi, mais il ne l'est pas si le temps partiel est très fréquent dans les emplois occupés, comme c'est le cas pour les serveurs.

Une prime à l'embauche des femmes et au temps partiel féminin

Vis-à-vis du candidat masculin dont la trajectoire professionnelle s'est entièrement déroulée sur des emplois stables à temps complet, une candidature féminine avec le même type de trajectoire bénéficie d'une prime à l'embauche dans les trois professions. Les différences de taux de succès en faveur de la candidature féminine varient de 4 à 6,7 points (cas des assistants commerciaux). La prime à l'embauche reste significative pour les offres de qualité, notamment en CDI ou à haut salaire.

La norme d'emploi de chaque profession fournit une interprétation de ces constats. L'ampleur de la prime à l'embauche des femmes varie en raison inverse de la part des femmes dans chaque profession.

Cette prime à l'embauche des femmes est encore plus nette si l'on compare deux profils (masculin et féminin) qui travaillent à temps partiel. Les différences de taux de succès en faveur des femmes atteignent alors 7,3 points pour les assistants commerciaux, 8,7 points pour les serveurs et 7,3 points pour les comptables. Ces écarts restent significatifs si l'on restreint le champ d'analyse aux emplois à pourvoir en CDI.

Le temps partiel féminin produit un effet positif (+ 5 points) dans la profession où il est le plus diffusé, celle des serveurs, relativement à une

candidate qui occupe un emploi à temps complet. La prime au temps partiel des serveuses relativement aux candidates à temps plein est plus forte encore pour des offres d'emplois en CDI (7,4 points) ou pour les offres proposant des salaires horaires supérieurs à la moyenne (10,5 points).

Éléments de conclusion

Pour interpréter les différences observées selon les 3 métiers, il est utile de combiner deux types de mécanismes qui relèvent à chaque fois du « conformisme » des recruteurs.

Le premier est un effet selon lequel les employeurs auront tendance à imiter le comportement d'autres recruteurs. Pour un poste à pourvoir en CDI, un recruteur ne va pas privilégier un chômeur de longue durée parce qu'il n'a pas été recruté par d'autres employeurs et il ne va pas privilégier un candidat qui a fait toute sa carrière en CDD parce que les autres employeurs ne lui ont sans doute pas proposé de CDI.

Le second mécanisme est un effet de « distance à la norme d'emploi » propre à chacune des professions. Cela est manifeste pour l'effet du temps partiel : dans chacune des professions, le temps partiel est rare chez les hommes et le fait d'occuper un emploi de ce type réduit les chances d'être invité à un entretien d'embauche ; mais il est fréquent chez les femmes et peut alors augmenter les chances de réussite, comme c'est le cas chez les serveuses où il est le plus répandu.

Ce type de mécanisme paraît jouer dans chaque univers professionnel. Une carrière en CDD ou le fait d'occuper un emploi à temps partiel n'est pas pénalisé chez les serveurs, où il s'agit d'une situation fréquente.

Dans un contexte où les formes particulières d'emploi se diffusent et deviennent de moins en moins atypiques tandis que les chômeurs de longue durée deviennent majoritaires dans l'ensemble des demandeurs d'emploi, le conformisme des recruteurs peut donc jouer un rôle positif pour les trajectoires des personnes. Il est à même de réduire les pénalités associées à des différentes situations d'emploi atypique et de chômage, voire de chômage de longue durée.

INTRODUCTION

Emplois atypiques, situations particulières d'emploi, nouvelles formes d'emplois, les qualificatifs ne manquent pas pour désigner les situations de travail qui s'écartent de la norme de l'emploi stable, occupé sur l'année, à temps complet, pour un même employeur, et pour une durée indéterminée, norme qui s'est construite de facto et de jure à partir des années cinquante en France (Fourcade, 1992). Peu valorisées dans les débats publics et fréquemment associées à la précarité sur le marché du travail, ces situations particulières d'emploi sont souvent aussi des situations particulières de chômage et conduisent à des niveaux de revenus du travail plus faibles, essentiellement du fait d'une durée de travail raccourcie, et à des contrats plus instables, donc des revenus plus fragiles. Un facteur supplémentaire de précarité serait lié au devenir des personnes qui sont dans ces situations. Selon une large littérature empirique le passage par une forme d'emploi atypique (temps partiel, contrat à durée déterminée, travail temporaire, activité réduite pour un demandeur d'emploi,...) réduirait les chances ultérieures d'occuper un emploi stable à temps complet.

Ainsi, le fait d'avoir occupé un emploi à temps partiel, surtout pour les temps partiels les plus courts, réduirait les chances d'occuper un emploi à temps complet (Galtier, 1999). La récurrence des épisodes de chômage stigmatiserait le demandeur d'emploi et contribuerait à l'exclure du marché primaire des emplois stables (Lollivier, 2000).

Les jeunes qui débutent leur parcours professionnel par un emploi temporaire (CDD ou intérim) auraient moins de chances d'accéder à un contrat à durée indéterminée que les autres (Givord, 2005). Un passage par un contrat aidé dans les secteurs non marchand (CAE, CAV) diminuerait les chances d'accéder à l'emploi stable et de sortir du chômage tandis qu'un passage par un contrat aidé des secteurs marchands (CIE et CI-RMA) pourrait au contraire améliorer les chances d'insertion (Bénoteau, 2015). L'activité réduite des demandeurs d'emploi les enfermerait dans le chômage et ne produirait des effets positifs que faiblement et à long terme (Fremigacci et Terracol, 2014). Elle n'améliorerait pas la qualité de l'emploi retrouvé, mesurée à partir du salaire en emploi et du nombre d'heures travaillées, et réduirait les chances de retrouver un emploi lorsqu'elle est exercée plus de six mois (Fontaine et Rochut, 2014).

Même si elles mobilisent des données et des méthodologies variées, toutes ces études convergent pour indiquer que le statut d'emploi et la situation de chômage influencent la trajectoire ultérieure des personnes sur le marché du travail. Théoriquement, cet effet peut relever de deux types de mécanismes : un effet de capital humain ou un pur effet de signal. Selon le premier mécanisme, le passage par une forme particulière d'emploi relève d'une expérience professionnelle qui modifie le capital humain individuel. Elle peut altérer les aptitudes professionnelles de l'individu, modifier ses capacités cognitives ou non

cognitives, en affectant par exemple ses motivations. Selon le deuxième mécanisme, même si les caractéristiques individuelles du demandeur d'emploi sont inchangées, le fait d'avoir occupé une forme d'emploi atypique est une information qui peut être utilisée par l'employeur dans le recrutement.

On peut parler alors d'effet de stigmatisation ou de discrimination selon le statut d'emploi, au sens de Heckman (1998). Aucune des études que nous venons de citer n'est en mesure de distinguer ces deux mécanismes, du côté de l'offre ou du côté de la demande de travail. Cela paraît pour autant pertinent dans la mesure où les recommandations de politiques publiques sont très différentes.

En présence d'effets de capital humain, il y a lieu de mettre en œuvre des dispositifs individuels d'accompagnement et de formation. Mais s'il s'agit d'effets de stigmatisation, ces mesures risquent d'être vouées à l'échec et il faut leur préférer des actions ciblées sur les employeurs, sous la forme de campagnes d'information et de sensibilisation ou d'incitations qui correspondent à des actions de discrimination positive. La situation d'emploi et de chômage conditionne-t-elle les trajectoires individuelles des personnes sur le marché du travail ? Cet effet est-il associé aux caractéristiques individuelles des salariés ou s'agit-il d'un pur effet de signal de la part des employeurs ? Peut-on parler de discrimination selon le statut sur le marché du travail ?

Il s'agit là de questions importantes dans un contexte de crise, de diffusion accélérée des formes particulières d'emploi et d'allongement de la durée du chômage. Dès lors que la situation d'emploi et de chômage conditionne effectivement les trajectoires individuelles sur le marché du travail, occuper un emploi de mauvaise qualité peut réduire durablement les chances d'insertion. Il y a donc un risque de trappe à précarité

pour les personnes qui acceptent d'occuper un emploi atypique et un risque d'enlèvement dans le chômage de longue durée pour celles qui le refusent. Ce phénomène maintient et amplifie le dualisme du marché du travail, opposant les emplois stables aux emplois de mauvaise qualité. C'est aussi un facteur de persistance du chômage au niveau macroéconomique qui a été identifié depuis plusieurs décennies (Blanchard et Summers, 1986) et qui fait l'objet d'un regain d'attention dans le contexte de la grande récession. Aux États-Unis, des travaux récents ont montré que parmi les travailleurs qui ont connu 6 mois de chômage entre 2008 et 2012, seulement 11 % occupent un emploi stable 15 mois plus tard (sur les quatre derniers mois) (Krueger et al., 2014). Les chances d'accéder à l'emploi dépendent très fortement de la durée passée dans le chômage, surtout les 8 premiers mois de recherche et lorsque les marchés locaux sont en tension (Kroft et al., 2013). La crise aurait renforcé cette dépendance négative à la durée de chômage (Kroft et al., 2014). Ce faisant, elle aurait modifié les propriétés cycliques de l'économie américaine, en la rendant globalement plus sensible aux chocs, c'est-à-dire moins résiliente.

Mais il s'agit aussi de questions auxquelles il est très difficile de répondre. Les chances de sortir du chômage et d'accéder à un emploi de qualité dépendent de nombreux facteurs individuels et contextuels. Parmi cet ensemble de facteurs, il est particulièrement compliqué d'identifier l'effet spécifique du statut de l'emploi occupé précédemment ou celui de la durée passée au chômage, qui dépendent des mêmes facteurs. Il faut se prémunir des biais de sélection et des biais d'endogénéité. C'est l'objet de la vaste littérature microéconométrique qui applique les modèles de durée à l'analyse du chômage¹. Mais il est encore plus difficile de décomposer cet effet selon le mécanisme en œuvre, capital humain ou signal. C'est pourquoi très peu d'études identifient ces mécanismes. Seule une approche expérimentale peut permettre de contrôler toutes les caractéristiques observables et inobservables des candidats à l'emploi afin de mesurer l'effet spécifique du signal transmis par le statut d'emploi. Depuis la première étude qui a mesuré les effets de la durée du chômage sur les chances d'accéder à l'emploi avec une méthode expérimentale, réalisée en Suisse en 1999 (Oberholzer-Gee, 2008), quelques travaux américains ont poursuivi cette voie en utilisant des données issues d'une opération de testing (Kroft et al., 2013, Ghayad, 2013). Selon ces travaux, il y aurait à l'œuvre à la fois un effet de capital humain et un effet de signal, qui se traduirait par une rupture des chances

de sortir du chômage au bout de six mois seulement (Ghayad, 2014). Une étude réalisée en Suède avec le même type de méthode indique quant à elle que les effets de la situation passée d'emploi et de chômage sont peu significatifs tandis que l'effet de la situation présente du candidat serait plus marqué (Eriksson et Rooth, 2011). Aucune étude de ce type n'a encore été réalisée en France.

Dans cet article, nous mettons en œuvre la méthode expérimentale du testing pour mesurer toutes choses égales par ailleurs l'effet causal de la situation d'emploi ou de chômage passée et présente (temps partiel, CDD, chômage) sur les chances d'accéder à l'emploi. Nous nous situons d'emblée du côté de la demande de travail et examinons la perception qu'ont les recruteurs de ce type d'expériences lorsqu'elles apparaissent dans le curriculum vitae d'un candidat à l'emploi. Il s'agit ainsi d'observer si ces différentes situations passées ou présentes ont un effet persistant et le cas échéant d'une ampleur comparable sur les chances d'accéder à l'emploi.

Nous proposons de distinguer l'effet que peuvent avoir ces parcours différenciés, selon que le candidat à l'emploi est un homme ou une femme. En effet, il est possible que la perception d'un recruteur vis-à-vis de ce type d'expériences varie selon le genre du candidat, les femmes étant plus souvent concernées par le temps partiel, souvent subi (en 2011, 30 % des femmes occupaient un poste à temps partiel, pour 7 % des hommes), par les emplois en contrat à durée déterminée (en 2011, 11 % des salariées étaient en CDD, pour 8 % des salariés), et par le chômage (en 2011, le taux de chômage des femmes s'élevait à 9,7 % contre 8,8 % pour les hommes).

Cet article présente les résultats d'un testing mené en Île-de-France entre février et mai 2015 sur trois professions : les comptables, les assistants commerciaux, les serveurs dans la restauration. Pour chacune de ces professions, sept candidatures fictives ont été fabriquées. Elles se distinguent d'une candidature de référence par le fait d'avoir travaillé à temps partiel, en contrat à durée déterminée, ou d'être au chômage au moment de la candidature ainsi que par le sexe du candidat. Au total, nous avons répondu à 300 offres d'emplois publiées en Île-de-France pour chaque profession en envoyant 6300 candidatures (3 x 7 x 300). Nous commençons par présenter en détail le protocole de cette expérience contrôlée avant de donner les résultats.

1. Pour un survol de la littérature des modèles de durée appliqués à la sortie du chômage, voir par exemple Fremigacci, 2011.

DESIGN EXPÉRIMENTAL ET COLLECTE DES DONNÉES

Pour évaluer l'effet d'une caractéristique d'un individu, tels qu'une activité réduite, un contrat à durée déterminée ou un épisode de chômage passés, sur ses chances d'accéder à l'emploi, il conviendrait idéalement de comparer l'accès à l'emploi de cet individu selon qu'il est pourvu ou non de cette caractéristique. Toutefois, dans la réalité, les caractéristiques individuelles sont données : un individu est doté d'un ensemble de caractéristiques particulières et l'évaluateur n'est pas en mesure d'observer qu'elle aurait été la situation de cet individu s'il avait eu des caractéristiques différentes, puisque cet état de la nature ne se réalise par définition pas. Une stratégie consiste donc à comparer la situation vis-à-vis de l'emploi d'individus distincts, très proches en termes de caractéristiques à l'exception de celle dont on souhaite évaluer l'effet, ici l'expérience passée. La théorie économique identifie un grand nombre de facteurs influençant les chances d'accès à l'emploi. Pour autant, tous ces déterminants potentiels ne sont pas mobilisables dans les données administratives ou dans les enquêtes disponibles. Certains sont souvent imparfaitement observables (expérience professionnelle quantitative et qualitative), d'autres sont inobservables (effort de recherche d'emploi, auto-sélection). Or, pour évaluer l'effet d'une caractéristique donnée, il faut être en mesure d'observer et d'isoler l'effet potentiel de tous les autres déterminants.

Les données expérimentales peuvent être utilisées pour évaluer l'effet d'une caractéristique « toutes choses égales par ailleurs ». En particulier, la méthode du testing est la mieux adaptée pour mesurer l'effet d'une caractéristique individuelle sur les chances d'accès à l'emploi. Elle consiste à construire de toutes pièces des candidatures fictives parfaitement similaires à l'exception de la caractéristique dont on souhaite évaluer l'effet, puis à les envoyer simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi. Il suffit alors de comparer les chances de succès des candidats fictifs pour évaluer l'effet de la caractéristique testée. Cette méthode permet d'éliminer l'hétérogénéité habituellement inobservable des candidats à l'emploi, les biais de sélection et les effets de réseau. Sa limite

principale porte sur la généralisation des résultats à l'ensemble du marché du travail. Les évaluations issues de données de testing produisent, en effet, une mesure ponctuelle, localisée à un bassin d'emploi particulier et partielle puisqu'un petit nombre de professions sont examinées. Pour autant, sur ce champ spécifique, le testing fournit une bonne mesure des préférences des employeurs.

CHOIX DES PROFESSIONS

Nous avons mené à bien un test simple d'accès à un entretien d'embauche. Aucun candidat n'a été envoyé physiquement à un entretien. Deux raisons expliquent ce choix de méthode. Tout d'abord, envoyer des candidats aux entretiens introduit des biais liés à l'appréciation subjective du physique ou de la personnalité des candidats par les recruteurs ; ces biais inévitables sont inobservables par les chercheurs et de fait incontrôlables. Nous considérons que dans la mesure où l'organisation d'entretiens génère un coût pour le recruteur, celui-ci ne convoquera en entretien que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Notons que les candidatures écrites sont dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données s'en trouve allégée, de sorte qu'en un temps donné (4 mois dans ce testing), nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (900 offres d'emploi testées).

La première étape consiste à sélectionner les professions qui vont être testées. Nous utilisons une procédure statistique reproductible pour effectuer cette sélection. Nous avons considéré trois critères équipondérés et nous avons mené à bien une exploitation spécifique du Fichier Historique Statistique de Pôle emploi sur la région Île-de-France sur la période allant de mai 2012 à avril 2013. Les deux premiers critères sont traditionnels dans les campagnes de testing (Duguet et Petit, 2005 ; Duguet et al. 2010). Tout d'abord, puisque l'analyse des discriminations va consister à exploiter des différences de taux de succès entre candidats, nous allons

sélectionner des professions dont le marché du travail est en tension. Pour mesurer la tension, nous utilisons l'indicateur traditionnel de Pôle emploi qui rapporte les offres d'emploi enregistrées aux demandes d'emploi en fin de mois de catégorie A (OEE/DEFM) calculé au niveau de chaque code ROME². Ce critère de sélection s'est avéré particulièrement utile dans un contexte de fort ralentissement économique (Bougard et al, 2014). Ce faisant, on prend le risque de sous-estimer les discriminations réelles puisqu'il est a priori plus coûteux pour un employeur de discriminer sur un marché en tension.

Ensuite, afin de minimiser le risque de détection et de perturber le moins possible le marché du travail, nous retenons des professions qui présentent des flux d'offres élevés. Ce deuxième critère est traduit statistiquement par le fait de sélectionner des codes ROME où le nombre des OEE et celui des DEFM est forte. Il s'agit de professions dont le marché du travail est le plus actif.

Le troisième critère est spécifique à l'objet de recherche. Nous avons choisi ici de retenir des professions où les situations d'emploi et de chômage atypiques ne sont ni excessivement rares, ni anormalement fréquentes. Statistiquement, nous sélectionnons des codes ROME qui vont être proches de la médiane régionale du point de vue de la durée des missions qui est précisée pour chaque offre enregistrée, en retenant comme indicateur synthétique la part des offres de plus de 7 mois. En quelque sorte, il s'agit de sélectionner des professions où les emplois atypiques ne sont pas atypiques.

Nous attribuons le même poids à chacun de ces trois critères. Nous avons choisi de sélectionner les professions les plus actives, les plus tendues et où la diffusion des emplois atypiques, mesurée par la durée moyenne des missions, était la plus proche de la médiane régionale. En pratique, nous avons classé 532 codes ROME sur la base de chacun des trois critères et nous avons finalement retenu les dix codes ROME présentant le meilleur score cumulé sur les trois classements. Le tableau 1 donne le résultat de cette procédure. Parmi ces dix codes ROME, nous avons retenu finalement ceux qui nous paraissaient les moins spécifiques à un univers professionnel ou sectoriel particulier. Notre choix final s'est porté sur les assistants commerciaux (code D1401), les comptables et secrétaires comptables (codes M1608 et M1203) et les serveurs en restauration (code G1803).

TABLEAU 1

LES DIX PROFESSIONS FRANCILIENNES LES PLUS ACTIVES, LES PLUS TENDUES ET OÙ LA DURÉE DES MISSIONS EST LA PLUS PROCHE DE LA MÉDIANE RÉGIONALE

K2104	Éducation et surveillance au sein d'établissements d'enseignement
D1401	Assistanat commercial
I1304	Installation et maintenance d'équipements industriels et d'exploitation
I1604	Mécanique automobile
I1401	Maintenance informatique et bureautique
G1204	Éducation en activités sportives
M1608	Secrétariat comptable
M1203	Comptabilité
K1207	Intervention socioéducative
G1803	Service en restauration

SOURCE DES DONNÉES : extractions du FHS, Pôle emploi.
 CHAMP : demandes et offres enregistrées entre mai 2012 et avril 2013, région Île-de-France. - Ventilation : 532 codes ROME
 Indicateur de tension : $\frac{3}{4}$ *OEE/DEE + $\frac{1}{4}$ *OEE/DEFM
 Indicateur d'intensité des flux : nombre d'offres d'emploi enregistrées et nombre de DEFM.
 Indicateur d'emploi atypique : distance à la médiane régionale (deux missions de plus de 7 mois pour trois offres) de la part des offres d'emploi de plus de 7 mois dans l'ensemble des offres.

CONSTRUCTION DES CANDIDATURES FICTIVES

Pour chacune de ces trois professions nous voulons mesurer les effets sur les chances d'accéder à l'emploi :

- d'une situation présente de chômage de courte durée ;
- d'une situation présente de chômage de longue durée ;
- d'un parcours antérieur essentiellement constitué de CDD ;
- d'un parcours antérieur essentiellement constitué de temps partiel, selon que le candidat soit un homme ou une femme. Ces mesures vont être effectuées relativement à une situation de référence caractérisée par un parcours constitué de CDI à temps complet sans épisode de chômage selon que le candidat soit un homme ou une femme. Au total, pour chacune des 3 professions, nous construisons 7 CV fictifs parfaitement similaires à l'exception d'une caractéristique. Ces profils sont présentés dans le tableau 2.

2. Le répertoire opérationnel des métiers et des emplois (le ROME) est une nomenclature opérationnelle fondée sur une définition des métiers en termes de compétence. Nous travaillons sur une extraction du FHS réalisée par Pôle Emploi sur l'ensemble des demandes et offres enregistrées entre mai 2012 et avril 2013 en région Île-de-France, ventilée en 532 codes ROME.

TABLEAU 2

PROFIL DES CANDIDATS FICTIFS

Candidat	Dénomination	Sexe	Âge	Situation passée et présente
1 Référence	H_CDI	Homme	33	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI</i>
2	H_CCT	Homme	32	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement au chômage depuis 3 mois</i>
3	H_CLT	Homme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement au chômage depuis plus d'1 an</i>
4	H_CDD	Homme	33	Parcours professionnel en CDD <i>Actuellement en CDD</i>
5	H_TP	Homme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI à temps partiel</i>
6	F_CDI	Femme	32	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI</i>
7	F_TP	Femme	31	Parcours professionnel en CDI <i>Actuellement en CDI à temps partiel</i>

Les seules caractéristiques qui distinguent significativement les candidats sont leur parcours professionnel et leur sexe. Les candidats sont parfaitement similaires pour toutes les autres caractéristiques présentes sur leur curriculum vitae. Ils ont les mêmes diplômes, les plus fréquents dans leur profession, des parcours professionnels identiques, le même type d'expériences un point de vue qualitatif, et les mêmes compétences informatiques et linguistiques. Ils sont âgés de 31 à 33 ans, de nationalité et d'origine française. Ils habitent la même commune (celle de l'offre d'emploi). Ils sont tous originaires de province et ils sont mobiles (permis B et voiture personnelle). Le détail de leur parcours professionnel et des autres caractéristiques figure en annexe 1.

Pour construire ces profils et afin de bien vérifier qu'ils sont réalistes, nous nous sommes appuyés sur les données de l'enquête Emploi de l'INSEE, à partir de laquelle nous avons calculé les caractéristiques moyennes ou modales des salariés en poste dans chacune des professions, en nous limitant aux salariés âgés de 30 à 35 ans en Île-de-France, à l'image de nos candidats (tableau 3). Nos candidatures fictives ont été construites pour reproduire ces caractéristiques modales.

Puisque ces candidatures ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi, elles devaient comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, tout en demeurant standard. Les candidats affichent une expérience acquise dans des entreprises réelles ; celles-ci sont différentes mais comparables (en termes d'activité, de taille, de pouvoir de marché). Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standards et impersonnels (pratique d'un sport collectif, sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Les courriers succincts accompagnant le CV étaient également formulés différemment, tout en restant standard. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

Les CV ainsi constitués ont fait l'objet d'une expertise par des représentants de chaque univers professionnel que nous avons sollicités afin de recueillir leur avis sur le réalisme des candidatures. Un exemple de CV figure en annexe 2. Il s'agit du profil du candidat de référence pour un poste d'assistant commercial.

RÉPONSES AUX OFFRES D'EMPLOI

L'expérience a consisté à envoyer ces candidatures construites de toutes pièces, en réponse à des offres d'emploi diffusées par les recruteurs entre février et mai 2015. Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influencent systématiquement le choix des entreprises pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), nous avons permuté les supports de CV et les lettres de motivation correspondantes entre les candidats féminins et masculins ayant les mêmes caractéristiques (femme/homme en CDI ; femme/homme à temps partiel),

TABLEAU 3

PROFILS TYPES DES SALARIÉS DANS LES PROFESSIONS TESTÉES

Profession	Comptable		Assistant Commercial		Serveur	
	F	H	F	H	F	H
Sexe (en %)	84,79	15,21	34,02	65,98	46,26	53,74
CDI (en %)	89,60		97,34		90,22	
	F	H	F	H	F	H
	88,6	95,12	98,91	96,47	86,67	93,26
CDD (en %)	3,38		2,47		6,21	
	F	H	F	H	F	H
	9	4,88	0,6	3,5	6,87	5,63
Saisonnier (en %)	0,2		0,2		2,09	
	F	H	F	H	F	H
	0,2	0	0,2	0	3,89	0,55
Intérim (en %)	1,2		0		1,48	
	F	H	F	H	F	H
	1,4	0	0	0	2,56	0,55
Apprentissage (en %)	0,7		0		0	
	F	H	F	H	F	H
	0,8	0	0	0	0	0
Durée moyenne du travail (en heure)	35,40		39,51		34,93	
	F	H	F	H	F	H
	35,04	37,05	37,98	40,29	34,39	35,39
Part des emplois à temps partiel (en %)	21,2		3,57		32,79	
	F	H	F	H	F	H
	23,7	7,3	7	1,79	35,52	30,44
Part des individus en emploi, précédemment au chômage (en %)	23,37		18,16		22,01	
	F	H	F	H	F	H
	23,99	19,94	16,44	18,98	25,84	19,02
Durée moyenne du chômage précédant l'emploi (en jours)	249,79		324,35		523,19	
	F	H	F	H	F	H
	247,56	264,48	406,29	290,15	431,14	620,79
Âge moyen de fin d'études (en années)	21,19		22,07		19,5	
	F	H	F	H	F	H
	21,04	22	22,00	22,16	20,16	18,92
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	DUT,BTS 44,85		DUT, BTS 33,59		CAP,BEP 19	
Expérience potentielle (en années)	11,28		10,37		12,88	
	F	H	F	H	F	H
	11,49	10,13	9,92	10,61	11,79	13,84
Nombre d'observations	395		553		254	

SOURCE : Enquête Emploi de 2007 à 2012 (Insee)

CHAMP : Salariés du secteur privé âgés de 30 à 35 ans dans la région Île-de-France

Comptables : 312c (Experts comptables, comptables agréés, libéraux), 373a (Cadres des services financiers ou comptables des grandes entreprises),

373c (Cadres des services financiers ou comptables des petites et moyennes entreprises), 543a (Employés des services comptables ou financiers)

Assistant commercial : 225a (Intermédiaires indépendants du commerce, de 0 à 9 salariés), 463a (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en informatique), 463b (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens d'équipement, en biens intermédiaires, commerce interindustriel (hors informatique)), 463c (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens de consommation auprès d'entreprises), 463d (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en services auprès d'entreprises ou de professionnels (hors banque, assurance, informatique))

Service en restauration : codes profession 561a (Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant))

ainsi qu'entre les candidats aux différentes durées de chômage (homme en chômage de courte/longue durée). Ces deux jeux de CV et lettres de motivations ont été affectés aléatoirement aux offres d'emploi testées.

Les candidatures à une même offre d'emploi ont été envoyées peu après la diffusion de l'offre sur Internet, à intervalles de temps rapprochés, par courrier électronique émanant de la boîte mail de chaque candidat, ou bien par courriers postaux³.

Toutes les offres d'emploi d'assistants commerciaux, de comptables et de serveurs dans la restauration à temps complet, en CDD ou CDI, localisées en Île-de-France entraient dans le champ de l'étude. Nous avons testé toutes celles portées à notre connaissance entre début février et fin mai 2015 jusqu'à atteindre un nombre de 300 offres pour chaque profession. Au total 900 offres ont été testées, ce qui correspond à l'envoi de 6 300 candidatures (7 x 900). La composition de l'échantillon est reportée dans le [tableau 4](#).

TABLEAU 4

OFFRES D'EMPLOI TESTÉES

Profession	Nombre d'offres testées	Nombre de candidatures envoyées (7 x nb d'offres d'emploi)
Assistant commercial	300	2100
Comptables	300	2100
Serveurs dans la restauration	300	2100
Total	900	6300

Nous avons collecté des données sur les caractéristiques des emplois offerts telles qu'elles apparaissent dans le contenu des annonces. Dans l'échantillon de ces offres, on constate que la part des offres en CDI est plus faible pour les postes de serveurs, que les rémunérations et le niveau de diplôme requis y sont plus faibles également ([tableau 5](#)).

TABLEAU 5

CARACTÉRISTIQUES DES OFFRES D'EMPLOIS TESTÉES

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
Part des offres en CDI	76,66 %	73,67 %	49,33 %
Salaire horaire médian (€)	13,09	15	10,71
Part des offres offrant un salaire au-dessus du salaire médian	46,67 %	44,67 %	19 %
Part des offres exigeant un diplôme	57 %	68 %	14,33 %
Part des offres offrant un poste supérieur au dernier emploi occupé	26%	11%	33,67%
Nombre d'observations	300	300	300

La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou qu'il se manifeste pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche, la réponse

est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas. Des traitements particuliers ont été réalisés pour tirer partie de l'information contenue dans les appels en absence.

3. Ce mode d'envoi était effectué à partir de différents bureaux distributeurs afin de minimiser le risque de détection par les recruteurs.

RÉSULTATS DE L'EXPÉRIENCE

Nous présentons dans cette section les principaux résultats issus de l'exploitation statistique et économétrique de la campagne de testing.

TAUX DE SUCCÈS BRUTS

Le **tableau 6** présente les taux de succès pour l'obtention d'un entretien d'embauche des 7 candidats fictifs dans chacune des trois professions, qui ne se distinguent que par leur situation d'emploi et de chômage passée. Les taux de succès de chaque candidat sont d'un ordre de grandeur comparable selon les professions testées, qui sont toutes des professions en tension. Pour le candidat de référence (un homme actuellement en CDI avec une trajectoire antérieure en CDI), le taux brut de réponses positives est de 19,7 % pour les assistants commerciaux et de 21,7 % pour les comptables.

Il lui faut répondre à 5 offres d'emploi pour obtenir une invitation à un entretien d'embauche. Le taux brut de succès est de 16 % pour les serveurs, soit un peu plus de 6 réponses à des offres pour espérer obtenir une invitation à un entretien.

Au sein de chacune des trois professions, les taux de succès des candidats fictifs sont toutefois assez différents selon le profil du candidat. Le maximum est atteint pour les comptables en situation de chômage de courte durée avec un taux de 26,7 % tandis que le minimum concerne les serveurs avec une trajectoire professionnelle uniquement sur des postes en CDD (13 %). Au sein de chaque profession, l'écart maximal de taux de succès selon le statut d'emploi est de 61,3 % chez les assistants commerciaux, de 86,7 % pour les comptables, à 94,6 % pour les serveurs. L'amplitude de ces écarts suggère la présence de forts effets de signal selon le statut d'emploi qui serait perçu par l'employeur.

Le **tableau 7** compare deux à deux les taux de succès sur les mêmes offres, ce qui permet de mettre en évidence les effets du statut d'emploi relativement à la situation de référence.

Le protocole de l'étude permet de distinguer l'effet d'être en situation de chômage, selon la durée du chômage, l'effet d'avoir une trajectoire antérieure uniquement composé de contrat à durée déterminée, et l'effet d'être en temps partiel.

TABLEAU 6

TAUX BRUT DE RÉPONSES POSITIVES

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI	19,7***	21,7***	16***
H_CCT	21,7***	26,7***	17,3***
H_CLT	20,3***	18***	18,7***
H_CDD	13,3***	14,3***	13***
H_TP	16,3***	16,7***	16,7***
F_CDI	26,3***	25,7***	20,3***
F_TP	23,7***	24***	25,3***
Part des offres avec au moins 1 réponse positive	43,67	43,67	45,67
Nombre d'observations	300	300	300

NOTE DE LECTURE : En moyenne, le candidat assistant commercial actuellement en CDI a reçu une réponse positive sur 19,7 % de ses candidatures. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1 000 tirages. *** : significatif au seuil de 1 %. ** : significatif au seuil de 5 %. * : significatif au seuil de 10 %.

RAPPEL :

CCT : chômage de courte durée

CLT : chômage de longue durée

TP : Temps partiel

Il permet aussi de mesurer l'effet du sexe sur les chances d'être invité à un entretien d'embauche et l'effet du temps partiel conditionnellement au sexe. Il est utile de commenter pas-à-pas chacun de ces effets. Nous commençons par décrire ces effets sur l'ensemble des offres d'emploi puis on s'intéresse à des sous-échantillons d'offres d'emploi de bonne qualité, qu'il s'agisse d'emploi en CDI, avec un salaire horaire supérieur à la moyenne, exigeant explicitement un diplôme ou correspondant à un poste d'un niveau supérieur au dernier poste occupé par le candidat à l'embauche. Ces différents sous-échantillons contiennent de moins en moins d'offres et permettent donc de mettre en évidence des effets avec de moins en moins de précision statistique. Les tableaux correspondants figurent en annexe 3.

L'EFFET DE STIGMATE DU CHÔMAGE DE LONGUE DURÉE

On pourrait attendre une préférence des employeurs pour les candidats en emploi plutôt que pour les candidats chômeurs. Ce n'est pas le cas. Le fait d'être en situation de chômage depuis moins de trois mois n'exerce aucun effet significatif sur les chances d'accéder à l'emploi, dans le cas des serveurs et des assistants commerciaux (les candidats au chômage ont d'ailleurs un taux de succès toujours plus élevé que les candidats en emploi, mais la différence, qui atteint deux points dans le cas des serveurs, n'est pas statistiquement significative). Le fait d'être en situation de chômage court exerce même un effet positif dans le cas des comptables, pour lesquels le taux de succès augmente de 5 points. Remarquons que cet effet n'est plus significatif si l'on restreint l'échantillon aux offres de bonne qualité, en CDI, sur des salaires horaires supérieurs à la moyenne, sur les offres exigeant un diplôme ou sur celles offrant un poste supérieur au dernier emploi occupé (tableaux en annexe 3).

Ce premier résultat peut être relié au fait que les candidats à l'emploi, pour les trois professions testées, sont fréquemment des personnes sans emploi (pour environ un quart d'entre elles selon les données du tableau en annexe 4 qui donne le profil type des personnes employées depuis moins d'un an sur ces marchés du travail).

On ne trouve pas non plus d'effet significatif d'une situation de chômage de longue durée si la référence est un candidat en emploi. Relativement à un candidat actuellement en CDI, le fait d'être au chômage depuis plus d'un an n'exerce aucun effet significatif pour les trois professions (tableau 7). C'est le cas aussi si l'on restreint l'échantillon d'offres aux postes de qualité. Pour les trois professions et pour toutes les autres définitions d'un emploi de qualité, le fait d'être chômeur de longue durée n'est pas pénalisant relativement au fait d'être actuellement en emploi (tableau A1 en annexe 3). Pour autant, il y a bien un effet négatif d'une durée élevée de chômage si la référence est un candidat en chômage depuis moins de trois mois, dans le cas des comptables. Pour cette profession uniquement, on constate qu'un chômeur de longue durée a des chances réduites d'accéder à un emploi (tableau 7). On retrouve ici le résultat de la première étude expérimentale sur les effets de dépendance à la durée de chômage, menée à bien en Suisse par Oberholzer-Gee (2008). Puisque l'on contrôle l'hétérogénéité inobservée, l'interprétation

pour le mécanisme économique sous-jacent serait celle d'un effet de herding : les recruteurs, en situation d'asymétrie d'information sur la qualité des candidats, adoptent un réflexe moutonnier lorsqu'ils sont confrontés à un demandeur d'emploi de longue durée. Ils se disent que si ce chômeur n'a pas encore trouvé d'emploi, c'est que de nombreux employeurs l'ont d'ores et déjà refusé. En l'absence d'autres informations, il est sans doute prudent de « suivre le troupeau ». Cet effet résiste à un contrôle par la qualité des emplois offerts lorsque l'échantillon est limité aux offres en CDI ou aux offres exigeant un niveau donné de diplôme (cf. tableaux A1 et A3 en annexe 3), mais il ne résiste pas pour les autres définitions d'un emploi de qualité (salaire supérieur à la moyenne, poste proposé d'un niveau hiérarchique supérieur à celui précédemment occupé). On constate en outre que le fait de limiter l'échantillon aux offres en CDI ou aux offres exigeant un niveau donné de diplôme fait apparaître un effet significatif en sens inverse, pour les serveurs uniquement, correspondant à une prime à l'embauche des chômeurs de longue durée.

TABLEAU 7

COMPARAISON DEUX À DEUX DES TAUX DE SUCCÈS

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	2 (0,369)	5** (0,023)	1,3 (0,528)
H_CDI vs H_CLT	0,7 (0,761)	-3,7 (0,154)	2,7 (0,194)
H_CDI vs H_CDD	-6,3*** (0,001)	-7,3*** (0,001)	-3 (0,128)
H_CDI vs H_TP	-3,3 (0,109)	-5** (0,025)	0,7 (0,741)
H_CCT vs H_CLT	-1,3 (0,484)	-8,7*** (0,001)	1,3 (0,542)
H_CDI vs F_CDI	6,7*** (0,010)	4* (0,088)	4,3* (0,088)
F_CDI vs F_TP	-2,7 (0,24)	-1,7 (0,459)	5* (0,058)
F_TP vs H_TP	7,3*** (0,002)	7,3*** (0,003)	8,7*** (0,001)
Nombre d'observations	300	300	300

NOTE DE LECTURE : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1 000 tirages. : *** significatif au seuil de 1 %. **: significatif au seuil de 5 %. *: significatif au seuil de 10 %.

RAPPEL :

CCT : chômage de courte durée

CLT : chômage de longue durée

TP : Temps partiel

Pour réconcilier ces résultats, une interprétation est qu'un candidat actuellement en CDI envoie un signal positif sur son employabilité mais qu'il envoie également un signal négatif sur sa disponibilité. Un chômeur de courte durée est tout autant employable mais plus disponible qu'un candidat en CDI, qui va devoir effectuer un préavis avant de changer d'emploi. La disponibilité est particulièrement valorisée pour les emplois de faible qualité, tandis que l'employabilité est valorisée pour les emplois de bonne qualité, tel qu'un emploi en CDI bien rémunéré. Un chômeur de longue durée est quant à lui tout autant disponible que le chômeur court mais il envoie un moindre signal d'employabilité si les recruteurs ont un comportement de herding. La comparaison entre un candidat en CDI et un candidat en chômage court peut donc avantager ce dernier (effet disponibilité), tandis qu'elle peut avantager le CDI vis-à-vis d'un candidat en chômage de longue durée (si l'effet employabilité l'emporte sur l'effet disponibilité). Pour le cas particulier des serveurs, on doit noter que la durée de chômage avant un emploi est la plus élevée sur le marché du travail francilien⁴. Le profil majoritaire est celui d'un chômeur de longue durée, ce qui peut contribuer à atténuer l'effet de herding. En outre, pour ces offres en CDI ou exigeant un niveau de diplôme donné, l'employeur peut préférer à expérience professionnelle identique un chômeur de longue durée qui est susceptible d'accepter une rémunération plus faible.

PÉNALITÉ À L'EMBAUCHE POUR UNE CARRIÈRE EN CDD

Le deuxième effet qui peut être étudié dans notre protocole est celui d'un contrat de travail à durée déterminée. Relativement au candidat de référence qui affiche une trajectoire professionnelle composée d'une succession de contrats à durée indéterminée, le candidat actuellement en CDD avec une histoire professionnelle entièrement composée de CDD est significativement pénalisé dans deux professions sur les trois que nous avons testées (tableau 7).

La pénalité est maximale pour les commerciaux (-7,3 %) et forte chez les comptables (-6,3 %) tandis qu'elle est négative (-3 %) mais statistiquement non significative aux seuils usuels pour les serveurs⁵. Notons qu'en Île-de-France, les emplois en CDD sont les plus rares chez les assistants commerciaux (cf. tableau en annexe 4).

Cette pénalité à l'embauche pour une carrière en CDD est maintenue voire renforcée lorsque l'échantillon est limité aux emplois de qualité (cf. tableaux en annexe 3). Elle est significative pour les trois professions pour les offres d'emplois en CDI. Elle est significative pour les comptables et les serveurs sur les offres rémunérées au-dessus du salaire moyen. Elle l'est également pour les comptables et les assistants commerciaux pour les emplois qui exigent explicitement un niveau donné de diplôme. Enfin, elle demeure significative pour les comptables pour les offres correspondant à un poste supérieur au dernier emploi occupé, alors que l'échantillon est très restreint.

On peut évoquer à nouveau un effet de herding. Toutes choses observables égales par ailleurs, si aucun employeur auparavant n'a conclu un CDI avec ce candidat, il peut paraître préférable aux yeux du recruteur de ne pas le retenir pour un emploi de ce type. Cet effet peut se combiner avec un mécanisme de distance à la norme d'emploi, ce qui permet d'expliquer pourquoi il est moins présent chez les comptables et les serveurs où les CDD sont beaucoup plus fréquents dans les trajectoires d'emploi.

PÉNALITÉ AU TEMPS PARTIEL MASCULIN

Le protocole de notre étude permet d'évaluer également un troisième effet, celui du temps partiel. Relativement à un candidat de référence qui a enchaîné des CDI à temps plein, un candidat qui a enchaîné le même type de parcours mais qui est actuellement à temps partiel, peut subir une pénalité à l'embauche. Cette pénalité est significative chez les comptables et est à la limite de la significativité chez les assistants commerciaux, deux professions où le temps partiel est rare, voire exceptionnel (tableau 7). L'effet significatif chez les comptables se maintient si l'on restreint l'échantillon aux seules offres en CDI et sur les offres exigeant un diplôme, pour lesquelles on trouve également un effet significatif pour les assistants commerciaux. Cet effet négatif du fait d'être à temps partiel n'est jamais significatif pour les serveurs, quel que soit l'échantillon, complet ou restreint. Or, le temps partiel masculin est le plus diffusé chez les serveurs, avec près d'un tiers des nouveaux emplois masculins (annexe 4).

4. Pour les salariés de 30 à 35 ans dans la région Île-de-France, la durée moyenne du chômage précédant l'emploi est de 249,8 jours pour les comptables, 324,4 jours pour les assistants commerciaux et de 523,2 jours pour les serveurs (source : exploitation de l'Enquête Emploi de 2007 à 2012 – cf. tableau 3).

5. Tous les écarts qui figurent dans cette section sont des points de pourcentages.

Ces différences inter-professionnelles suggèrent que la distance à la norme d'emploi dans un univers professionnel donné joue un rôle déterminant sur les effets de telle ou telle caractéristique individuelle : une caractéristique donnée, ici le fait d'occuper un emploi à temps partiel, peut être pénalisante lorsqu'elle est rare chez les personnes en emploi, mais elle ne l'est pas si elle est très diffusée voire majoritaire dans le stock des emplois, comme c'est le cas ici pour les serveurs.

UNE PRIME À L'EMBAUCHE DES FEMMES

Nous avons également introduit le sexe dans les variables actives de notre protocole. L'idée était de mesurer un effet spécifique du sexe et de mesurer également un effet croisé du sexe et de la situation d'emploi, qui s'interprète comme une discrimination conditionnelle. Des expériences précédentes ont mis en évidence ce type de discrimination conditionnelle sur données franciliennes en croisant le sexe et l'origine (Petit et al., 2014) ou encore le sexe et lieu de résidence (L'Horty et al., 2011), mais la combinaison du sexe et de la situation d'emploi n'a pas encore été étudiée avec ce type d'approche.

Vis-à-vis du candidat masculin dont la trajectoire professionnelle s'est entièrement déroulée sur des emplois stables à temps complet, une candidature féminine avec le même type de trajectoire bénéficie d'une prime à l'embauche dans les trois professions que nous avons testées (tableau 7). Les différences de taux de succès en faveur de la candidature féminine, toutes significativement différentes de zéro, sont de 6,7 % pour les assistants commerciaux, de 4,3 % pour les serveurs et de 4 % pour les comptables.

A nouveau, on peut tenter de mobiliser la norme d'emploi de chaque profession pour interpréter ces constats. Selon les données de l'enquête Emploi, la part des femmes est différente dans ces trois professions. Sur les données franciliennes, parmi les salariés employés depuis moins d'un an, les comptables comptent 82 % de femmes, les serveurs 47 %, les assistants commerciaux 42 %. L'ampleur de la prime à l'embauche des femmes varie donc en raison inverse de la part des femmes dans chaque profession. Pour les assistants commerciaux, la prime à l'embauche reste significative pour toutes les offres de qualité, en CDI à haut salaire et pour un poste supérieur au dernier emploi occupé, mais elle ne l'est plus sur les offres

exigeant un diplôme. La prime à l'embauche des femmes comptables et serveurs, en revanche, ne résiste pas à une restriction de l'échantillon des offres aux emplois de bonne qualité. Pour ces professions féminisées, les emplois de qualité ne sont pas les plus accessibles aux femmes, à la seule exception des postes offrant un salaire supérieur à la moyenne pour les comptables.

Cette prime à l'embauche des femmes est encore plus nette si l'on compare deux profils qui travaillent à temps partiel. Les différences de taux de succès en faveur des femmes atteignent alors 7,3 % pour les assistants commerciaux (de 6,7 % pour deux profils en CDI), 8,7 % pour les serveurs (4,3 % en CDI) et 7,3 % pour les comptables (4 % en CDI). Ces écarts restent significatifs si l'on restreint le champ d'analyse aux emplois de bonne qualité, pour les quatre sous-échantillons, pour les assistants commerciaux, pour les trois premiers échantillons dans le cas des comptables et pour le premier seulement dans le cas des serveurs où les emplois de qualité sont globalement plus rares.

PRIME AU TEMPS PARTIEL FÉMININ

Le protocole de recherche permet enfin d'isoler l'effet d'une situation d'emploi à temps partiel conditionnellement au sexe. Nous avons noté que, pour les hommes, le temps partiel exerçait un effet négatif sur les chances d'accéder à l'emploi, sauf pour les serveurs où le temps partiel était plus répandu. Le temps partiel féminin produit un effet inverse, mais seulement dans la profession où il est le plus diffusé, celle des serveurs.

Pour une femme qui cherche un emploi de serveuse, le fait d'être à temps partiel augmente de 5 points la probabilité d'être invitée à un entretien d'embauche, relativement à une candidate qui occupe un emploi à temps complet. On ne trouve pas de différences pour les autres professions où le temps partiel féminin est beaucoup moins diffusé. Une serveuse à temps partiel est par conséquent dans une situation d'emploi plus proche de la norme de sa profession et elle bénéficie d'une prime à l'embauche. Ce n'est pas le cas d'une comptable ou d'une assistante commerciale à temps partiel qui est plutôt dans une situation atypique. La prime au temps partiel des serveuses relativement au serveur est plus forte encore pour des offres d'emplois en CDI (7,4 %) ou pour les offres proposant des salaires horaires supérieurs à la moyenne (10,5 %).

CONCLUSIONS

Au terme de cette étude, nous répondons positivement à notre question initiale. Il existe effectivement des formes de discriminations liées au statut d'emploi ou de chômage sur le marché du travail. Les résultats de notre expérimentation nous ont permis de mettre en évidence plusieurs manifestations tangibles de ce type de discriminations pour les trois professions testées en Île-de-France, dans le cadre de l'exploitation d'une collecte de données qui s'est déroulée entre février et mai 2015. Mais les résultats indiquent que les effets des situations passées ou présentes d'emploi et de chômage ne sont ni déterministes, ni univoques. Elles dépendent des caractéristiques personnelles des candidats à l'emploi et de celles des domaines professionnels pour lesquels ils postulent.

Ainsi, le fait d'être au chômage relativement à une position présente en CDI, n'a aucune incidence chez les serveurs et les assistants commerciaux, alors qu'elle peut exercer un effet positif pour les comptables pour des offres de faible qualité pour lesquelles la disponibilité du candidat est valorisée. L'exposition au chômage de longue durée réduit les chances d'accéder à l'emploi pour les comptables, elle est sans effet pour les assistants commerciaux et augmente les chances d'accéder à l'emploi pour les serveurs pour des offres en CDI ou qui requièrent un niveau donné de diplôme. Le fait de travailler à temps partiel diminue l'employabilité des commerciaux et des comptables, surtout pour des emplois de qualité, alors qu'il est sans effet sur les serveurs. De même, une carrière en CDD pénalise l'accès à l'emploi des assistants commerciaux et des comptables, en particulier pour des emplois de qualité, alors qu'elle n'a pas d'effet pour les serveurs.

Pour interpréter ces différences inter-professionnelles, il est utile de combiner deux types de mécanismes qui s'apparentent à chaque fois à une forme de conformisme des recruteurs. Le premier est un effet de herding, selon lequel les employeurs auront tendance à imiter le comportement d'autres recruteurs. Pour un poste à pourvoir en CDI, un recruteur ne va pas privilégier un chômeur de longue durée parce qu'il n'a pas été recruté par d'autres employeurs et il ne va pas privilégier un candidat qui a fait toute sa carrière en CDD parce que les autres employeurs ne lui ont sans doute pas proposé de CDI.

Le deuxième mécanisme en œuvre est un effet de distance à la norme d'emploi propre à chacune des professions. Cela est manifeste pour l'effet du temps partiel, qui change de signe selon le sexe du candidat.

Dans chacune des professions, le temps partiel est très rare chez les hommes et le fait d'occuper un emploi de ce type réduit les chances d'être invité à un entretien d'embauche. Mais il est fréquent chez les femmes et peut alors augmenter les chances d'être invité à un entretien d'embauche, comme c'est le cas chez les serveuses où il est le plus répandu. Ce type de mécanisme de distance à la norme paraît jouer dans chaque univers professionnel. Une carrière en CDD ou le fait d'occuper un emploi à temps partiel n'est pas pénalisé chez les serveurs, où il s'agit d'une situation fréquente, voire normale.

Si l'on suit ces résultats et ces interprétations, il n'y aurait pas de déterminisme univoque sur les effets de telle ou telle caractéristique des demandeurs d'emploi sur leurs chances d'insertion professionnelle. En particulier, on aurait tort de considérer que telle ou telle situation d'emploi produirait un effet mécanique sur la trajectoire ultérieure des personnes. Notre interprétation suggère que telle ou telle situation d'emploi ou de chômage ne joue pas un effet déterminé par nature, mais que c'est son caractère singulier qui joue un rôle déterminant. Par exemple, une situation de travail à temps partiel n'exerce un effet mécaniquement négatif sur les chances d'accéder à un autre emploi que si cette forme d'emploi est atypique dans tel univers professionnel ou pour tel type de demandeurs. Une carrière en contrat court peut n'exercer aucun effet négatif dans une profession où la norme est celle des contrats courts.

Dans un contexte où les formes particulières d'emploi se diffusent et deviennent de moins en moins atypiques tandis que les chômeurs de longue durée deviennent majoritaires dans l'ensemble des demandeurs d'emploi,

le conformisme des recruteurs peut jouer un rôle positif pour les trajectoires des personnes. Il est à même de réduire les pénalités associées à des différentes situations d'emploi et de chômage en jouant un rôle de force de rappel sur le marché du travail. Ce mécanisme

peut atténuer les risques de trappe à précarité pour les personnes qui acceptent d'occuper un emploi atypique et d'enlèvement dans le chômage de longue durée pour celles qui le refusent.

RÉFÉRENCES

- Arrow, K. J., (1973).** « The Theory of Discrimination », in O. Ashenfelter and A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Benoteau I. (2015).** « Quels effets du recrutement en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle ? Une évaluation à partir du Panel 2008 », *Economie et statistique*, n° 477, pp 85-129.
- Blanchard, O. J. And L. H. Summers.** «Hysteresis and the European Unemployment Problem,» NBER Macroeconomics Annual, Stanley Fischer, ed. Vol 1, Fall 1986, Cambridge: MIT Press. pp. 15-78.
- Bougard J., Brodaty T., Emond C., L'horty Y., Du Parquet L., Petit P.,** « Bénévolat et accès à l'emploi. Les enseignements d'une expérience contrôlée », *Revue économique* 1/2014 (Vol. 65), p. 47-69
- Duguet E, Y, L'horty Et P, Petit, (2009),** « L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissances de l'emploi* (68).
- DUGUET E. et P. PETIT, 2005.** «Hiring discrimination in the French financial sector: an econometric analysis on field experiment data », *Annals of Economics and Statistics*, 78 : 79-102.
- Duguet E., L. Du Parquet, Y. L'horty, P. Petit, 2015.** « New Evidence of Ethnic and Gender discriminations in the French Labor Market using experimental data: A ranking extension of responses from correspondence tests", *Annals of Economics and Statistics*, vol 1.
- Duguet E., N. Leandri, Y. L'horty Et P. Petit, 2010.** « Are young French jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? A controlled Experiment in the Paris area », *Annals of Economics and Statistics*, 99-100 : 187-215.
- Eriksson S., Rooth, D-O (2011).** « Do employers use unemployment as a sorting criterion when hiring? Evidence from a field experiment », Discussion Paper series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, n° 6235.
- Fontaine M. Et J. Rochut (2014).** « L'activité réduite : quel impact sur le retour à l'emploi et sa qualité ? Une étude à partir de l'appariement FH-DADS », document d'études de la DARES, n° 183, juillet 2014.
- Fourcade B. (1992).** « L'évolution des situations particulières d'emploi de 1945 à 1992 », *Travail et Emploi*, n° 52, pp 4-19.
- Fremigacci F. (2011).** « Évaluer l'impact de l'assurance chômage sur les trajectoires individuelles : de la théorie à la pratique. », *Revue française d'économie* 1/2011 (Volume XXVI), p. 49-95
- Fremigacci F., A. Terracol, (2014). « L'activité réduite en France. Effet d'enfermement et effet tremplin », *Travail et emploi* 3/2014 (n° 139), p. 25-37.
- Galtier b. (1999).** « Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ? », *Economie et statistique*, n° 321-322, pp79-87.
- Ghayad R. Et W. Dickens, (2014).** « Long-term unemployment in the great recession », PHD thesis.
- Givord P. (2005).** « Formes particulières d'emploi et insertion des jeunes », *Economie et statistique*, n° 388-389, pp. 129-143
- Heckman J. J., (1998).** « Detecting discrimination ». *Journal of Economic Perspectives* 12(2): 101-116.
- Kroft K., F. Lange, M. J. Notowidigdo, (2013).** « Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field Experiment » *Quarterly Journal of Economics*, 128(3): 1123-1167.
- Kroft K., F. Lange, M. J. Notowidigdo, L. F. Katz (2014).** « Long-Term Unemployment and the Great Recession: The Role of Composition, Duration Dependence, and Non-Participation », NBER Working Papers 20273, *National Bureau of Economic Research*, Inc.
- Krueger, A.B., J. Cramer, And D. Cho (2014).** « Are the Long-Term Unemployed on the Margins of the Labor Market? » *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2014 Conference.
- L'horty Y., E. Duguet, L. Du Parquet, P. Petit et F. Sari, (2011).** « Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : un test de discrimination sur des jeunes qualifiés en Île-de-France », *Economie et Statistique*, n° 447-448, 2011, pp. 71-95

Lollivier S. (2000). « Récurrence du chômage dans l'insertion des jeunes : des trajectoires hétérogènes », *Economie et statistique*, n°334, pp. 129-143.

Oberholzer-Gee F. (2008). « Nonemployment stigma as rational herding: A field experiment », *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 65 (2008) 30-40.

Petit P., E. Duguet, Y. L'horty, L. Du Parquet et F. Sari (2014). « Discrimination à l'embauche : les effets du genre et de l'origine se cumulent-ils systématiquement ? », *Economie et Statistique*, n° 464-465-466, pp 141-153.

Riach P. A., J. Rich, (2002). « Field experiments of discrimination in the market place. » *The Economic Journal* 112(483): 480–518.

ANNEXES

ANNEXE 1

CARACTÉRISTIQUES PRODUCTIVES DES CANDIDATS FICTIFS

Les diplômes et les expériences professionnelles des candidats fictifs sont similaires. Une expertise externe l'a confirmé pour chacune des trois professions testées. Nous les présentons ci-dessous en fonction de la profession examinée.

Assistants commerciaux

- 4 expériences d'assistant commercial pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD)
- Diplômes : BAC ES et DUT TC (avec 2 stages)
- Pratique courante de l'anglais et de l'espagnol
- Bonne maîtrise de Pack Office

Serveurs

- 4 expériences de serveur pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD), dont une expérience de 2 ans et demi en restaurant gastronomique
- Diplômes CAP et BAC PRO en apprentissage

Comptables

- 4 expériences d'aide comptable puis comptable pour les parcours CDI (7 pour le parcours CDD) en cabinet d'expertise comptable et en entreprise
- Diplômes : BAC STT et BTS (avec 2 stages)
- Bonne maîtrise de Pack Office et des logiciels de comptabilité les plus répandus (Ciel, Sage, EBP)

ANNEXE 2

EXEMPLE DE CURRICULUM VITÆ POUR LE CANDIDAT DE RÉFÉRENCE

Guillaume BONNET
 32 rue de l'Eglise 75013 Paris
 TEL : 06 99 21 33 82
 E-MAIL : bonnetguillaume@laposte.net

ASSISTANT COMMERCIAL

(32 ans – célibataire – sans enfant)

EXPERIENCE PROFESSIONNELLE

Depuis 2011 : (CDI)	Assistant commercial (E-Themis à Noisy le Grand) Accueil téléphonique. Renseignement de la clientèle sur les produits et les services. Enregistrement et suivi des commandes de prestations, suivi des livrables, devis et factures. Participation aux réunions commerciales (reporting). Traitement des courriers. Tenue des tableaux de bord. Mise à jour des fichiers de prospects et des suivis d'activités.
2007-2011 : (CDI)	Assistant commercial (France Baie à Chelles) Renseignement de la clientèle sur les produits, les prix et les délais de livraison. Prospection commerciale. Prise de rendez-vous pour les commerciaux terrain. Planification des interventions des techniciens. Rédaction des devis, facturation, service après-vente
2004 – 2007 : (CDI)	Assistant commercial (OMC Manutention à Cherbourg) Renseignement de la clientèle, propositions commerciales, Prise de commandes. Rédaction des devis et facturation.
2002 – 2004 : (CDI)	Assistant commercial (Harmonie Médical Services à Caen) Enregistrement et suivi des commandes clients. Relations avec fournisseurs, demandes de prix. Gestion de catalogues. Envoi de mailing. Prospection.
2002 : (Stage de 8 semaines)	Stagiaire assistant commercial (Agrileader au Molay Littry) Enregistrement et suivi des commandes clients. Accueil téléphonique. Envoi de mailing. Prospection.
2001 : (Stage de 4 semaines)	Stagiaire assistant commercial (MGEN à Caen) Accueil téléphonique. Envoi de mailing. Prospection.

FORMATION

2002 :	DUT Techniques de Commercialisation IUT de Caen
2000 :	Baccalauréat Economique et Social Académie de Caen

DIVERS

Parfaite mobilité avec voiture personnelle.
 Informatique : Excel, Word, PowerPoint (bons niveaux).
 Langues : Anglais et Espagnol (bons niveaux).
 Loisirs : basket, musique, lecture.

ANNEXE 3

COMPARAISON DEUX À DEUX DES TAUX DE SUCCÈS
POUR LES OFFRES D'EMPLOI DE QUALITÉ

TABLEAU A-1

LES OFFRES EN CDI

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	2,2 (0,389)	3,6 (0,128)	-2,7 (0,389)
H_CDI vs H_CLT	1,7 (0,498)	-4,1 (0,161)	4,1 (0,221)
H_CDI vs H_CDD	-7*** (0,002)	-7,2*** (0,009)	-5,4* (0,072)
H_CDI vs H_TP	-2,6 (0,316)	-5,4** (0,036)	2 (0,524)
H_CCT vs H_CLT	-0,4 (0,851)	-7,7*** (0,006)	6,8** (0,023)
H_CDI vs F_CDI	5,7* (0,061)	3,2 (0,236)	2 (0,583)
F_CDI vs F_TP	-2,6 (0,325)	-2,3 (0,385)	7,4** (0,039)
F_TP vs H_TP	5,7** (0,037)	6,3** (0,024)	7,4* (0,06)
Nombre d'observations	230	221	148

TABLEAU A-2

LES OFFRES OFFRANT UN SALAIRE HORAIRE
SUPÉRIEUR À LA MOYENNE

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	5,7 (0,104)	2,2 (0,466)	-3,5 (0,557)
H_CDI vs H_CLT	4,3 (0,228)	-3 (0,418)	-1,8 (0,732)
H_CDI vs H_CDD	-0,7 (0,798)	-9*** (0,006)	-10,5** (0,026)
H_CDI vs H_TP	-2,1 (0,475)	-5,2 (0,123)	3,5 (0,478)
H_CCT vs H_CLT	-1,4 (0,652)	-5,2 (0,177)	1,8 (0,733)
H_CDI vs F_CDI	9,3* (0,015)	9,7*** (0,008)	-7 (0,216)
F_CDI vs F_TP	-5 (0,108)	-4,5 (0,178)	10,5* (0,077)
F_TP vs H_TP	6,4* (0,055)	10,4*** (0,005)	0 (1)
Nombre d'observations	140	134	57

NOTE DE LECTURE : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1 000 tirages. : *** significatif au seuil de 1%. **: significatif au seuil de 5%. *: significatif au seuil de 10%.

TABLEAU A-3

LES OFFRES EXIGEANT UN DIPLÔME

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	06 (0,841)	3,4 (0,194)	0 (1)
H_CDI vs H_CLT	-1,2 (0,69)	-4,4 (0,172)	7 (0,316)
H_CDI vs H_CDD	-9,9*** (0,000)	-7,8*** (0,006)	-7 (0,263)
H_CDI vs H_TP	-6,4** (0,024)	-5,4* (0,051)	7 (0,253)
H_CCT vs H_CLT	-1,8 (0,471)	-7,8** (0,011)	7* (0,074)
H_CDI vs F_CDI	3,5 (0,303)	2,9 (0,304)	0 (1)
F_CDI vs F_TP	1,2 (0,689)	-2 (0,513)	7 (0,366)
F_TP vs H_TP	11,1** (0,001)	6,4** (0,048)	0 (1)
Nombre d'observations	171	204	43

TABLEAU A-2

LES OFFRES OFFRANT UN POSTE SUPÉRIEUR AU DERNIER EMPLOI OCCUPÉ

	Assistants commerciaux	Comptables	Serveurs
H_CDI vs H_CCT	0 (1)	6,1 (0,298)	3 (0,463)
H_CDI vs H_CLT	2,6 (0,509)	-3 (0,698)	4 (0,251)
H_CDI vs H_CDD	1,3 (0,706)	-9,1* (0,065)	-5 (0,157)
H_CDI vs H_TP	0 (1)	-3 (0,31)	3 (0,439)
H_CCT vs H_CLT	2,6 (0,3)	-9,1 (0,243)	1 (0,828)
H_CDI vs F_CDI	11,5** (0,026)	9,1 (0,165)	0 (1)
F_CDI vs F_TP	-5,1 (0,192)	-6,1 (0,292)	4 (0,381)
F_TP vs H_TP	6,4* (0,056)	6,1 (0,418)	1 (0,827)
Nombre d'observations	78	33	101

NOTE DE LECTURE : Les différences sont reportées en point de pourcentage. Les p-value sont reportées entre parenthèses. Les p-value ont été calculées par la méthode du bootstrap, réalisée sur 1 000 tirages. : *** significatif au seuil de 1%. **: significatif au seuil de 5%. *: significatif au seuil de 10%.

ANNEXE 4

PROFIL DES EMPLOYÉS DEPUIS MOINS D'UN AN DANS CHAQUE PROFESSION, EN ÎLE-DE-FRANCE

Profession	Comptable		Assistant Commercial		Serveur	
	F	H	F	H	F	H
Sexe (en %)	82,33	17,67	41,97	58,03	46,89	53,11
CDI (en %)	85,55		89,87		85,15	
	85,93	83,74	88,72	90,74	83,99	86,17
CDD (en %)	8,05		6,45		9,10	
	7,68	9,81	7,82	5,40	10,19	8,14
Saisonnier (en %)	0,07		0,11		1,05	
	0,07	0	0,11	0	1,93	2,79
Intérim (en %)	3,02 %		0,41		1,41	
	3,22	2,06	0,53	0,31	1,57	1,27
Apprentissage (en %)	3,31		3,16		3,28	
	3,09	4,39	2,66	3,54	2,32	4,14
Durée moyenne du travail (en heure)	35,11		39,90		34,71	
	34,84	36,40	37,78	41,42	32,94	36,24
Part des emplois à temps partiel (en %)	17,39		8,69		35,09	
	20,06	4,92	12,66	5,84	37,60	32,88
Part des individus en emploi, précédemment au chômage (en %)	23,08		22,28		27,07	
	23,39	21,66	20,87	23,27	20,06	32,97
Durée moyenne du chômage précédant l'emploi (en jours)	610,96		331,83		331,49	
	650,25	416,30	296,98	382,49	384,58	304,32
Âge moyen de fin d'études (en années)	20,33		20,93		18,93	
	20,17	21,13	21,34	20,64	19,02	18,85
Diplôme le plus élevé obtenu (mode)	DUT,BTS 31,85		DUT, BTS 30,45		CAP,BEP 19,43	
	18,40		18,76		15,4	
Expérience potentielle (en années)	18,40		18,76		15,4	
	18,80	16,45	18,59	18,81	15,41	15,39
Nombre d'observations	2485		2924		1779	

SOURCE : Enquête Emploi de 2007 à 2012 (Insee) ; CHAMP : Salariés du secteur privé âgés de 15 à 60 ans dans la région Île-de-France

Comptables : 312c (Experts comptables, comptables agréés, libéraux), 373a (Cadres des services financiers ou comptables des grandes entreprises), 373c (Cadres des services financiers ou comptables des petites et moyennes entreprises), 543a (Employés des services comptables ou financiers) ; Assistant commercial : 225a (Intermédiaires indépendants du commerce, de 0 à 9 salariés), 463a (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en informatique), 463b (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens d'équipement, en biens intermédiaires, commerce interindustriel (hors informatique)), 463c (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en biens de consommation auprès d'entreprises), 463d (Techniciens commerciaux et technico-commerciaux, représentants en services auprès d'entreprises ou de professionnels (hors banque, assurance, informatique)) ; Service en restauration : codes profession 561a (Serveurs, commis de restaurant, garçons (bar, brasserie, café ou restaurant)).

- Directeur de la publication :
Jean Bassères
- Directeur de la rédaction :
Stéphane DUCATEZ
- Réalisation :
Studio Claire

Retrouvez toutes les statistiques et analyses

POLE-EMPLOI.ORG

