

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2012 / 09

**Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils
certains jeunes de travailler ?**

Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans

Olivier BARGAIN et Augustin VICARD

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2012 / 09

Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans

Olivier BARGAIN* et Augustin VICARD **

JUILLET 2012

Une première version de cette étude a été conduite à la demande du Comité national d'évaluation du revenu de solidarité active et annexée à son rapport final. Les auteurs remercient Cyrille HAGNERÉ, Marie LECLAIR, Michèle LELIÈVRE, Cyril NOUVEAU et Patrick AUBERT pour leur aide ou leurs remarques, ainsi que les membres du Comité d'évaluation et les participants du séminaire du département des études économiques d'ensemble de l'Insee.

* professeur associé à l'Université d'Aix-Marseille II et chercheur à l'IZA (Bonn)

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans

Résumé

En France métropolitaine, en l'absence d'enfant à charge ou à naître, seules les personnes de 25 ans et plus peuvent être allocataires du revenu de solidarité active (RSA) depuis juin 2009, ou du revenu minimum d'insertion (RMI) avant cette date. Cet article cherche à évaluer si le RMI ou le RSA décourage certains jeunes de travailler. Si cela était effectivement le cas, on devrait observer un fléchissement du taux d'emploi des jeunes juste après 25 ans, puisque certains jeunes choisiraient de ne pas travailler, ou de réduire leur effort de recherche d'emploi à partir de cet âge. En mobilisant les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2011, nous n'observons pas de rupture nette dans les taux d'emploi à 25 ans pour l'ensemble des jeunes sans enfant, ce qui indique que le RMI et le RSA n'auraient pas d'effet désincitatif marqué sur l'emploi des jeunes autour de cet âge. Une légère rupture dans les taux d'emploi est toutefois décelable pour les jeunes les moins diplômés (ayant au mieux le brevet des collèges) lors des premières années de l'étude (2004 et 2005), mais elle n'est plus repérable par la suite, en particulier après la mise en place du RSA.

Mots-clés : RSA, RMI, évaluation des politiques publiques, régression sur les discontinuités, insertion des jeunes sur le marché du travail

The Disincentive Effect of Social Assistance on French Young Workers

Abstract

In metropolitan France, in the absence of a child, only those aged 25 and older are eligible to the minimum income (called RSA since June 2009, or RMI before that date). This article assesses whether the RMI or the RSA discourages young people to work. If this was indeed the case, we should observe a decline in the employment rate for those aged 25 and older, if some young people choose not to work, or reduce their job search effort from this age. Using the annual population census from 2004 to 2011, we observe no discontinuity in the employment rate around 25 years for all young people without children, which means that the minimum income schemes in France would have no sharp disincentive effect on youth employment around that age. A small discontinuity in the employment rate is nonetheless detectable for young people with no or low qualification (at the best the 'brevet des collèges') in the early years of the study (2004 and 2005), but it is no longer detectable thereafter, especially after the introduction of the RSA.

Keywords: RSA, RMI, public policy evaluation, regression discontinuity, youth performance on the labour market

Classification JEL : C21, H22, H24, H31, J68

Sommaire

Introduction	4
<i>Peu d'études empiriques sur l'impact des minima sociaux sur le choix d'activité ou d'étude des jeunes</i>	4
<i>Par rapport au RMI, qu'il remplace depuis 2009, le RSA a pu modifier les incitations à l'activité des allocataires, et notamment des jeunes</i>	6
<i>Une précédente étude sur l'impact du RMI sur l'emploi des jeunes en 1999</i>	10
I - Exploiter la discontinuité dans l'âge d'éligibilité pour étudier l'éventuel effet désincitatif du RMI et du RSA	11
<i>La méthode de « régression sur les discontinuités »</i>	11
<i>Utiliser les enquêtes annuelles de recensement permet d'obtenir des estimations très précises des taux d'emploi par âge</i>	12
<i>7 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant sont au RSA socle fin 2010</i>	13
II - Un effet désincitatif du RMI très faible et circonscrit aux jeunes sans qualification	15
<i>Le léger effet désincitatif n'est plus repérable à partir de 2008, en particulier après l'instauration du RSA mi-2009</i>	18
<i>Le faible effet désincitatif du RMI est concentré sur l'emploi à temps partiel</i>	18
<i>Pas d'autres discontinuités visibles qui pourraient expliquer le résultat d'absence ou de très faible effet désincitatif</i>	21
Conclusion	22
Références	23
Annexe A : Représentativité de l'EAR depuis 2004	25
Annexe B : Résultats complémentaires	27
Annexe C : Tests de robustesse	36
Annexe D : Taux d'emploi des jeunes célibataires sans diplôme, en 1982, avant la mise en place du RMI	38
Annexe E : Questionnaire individu de l'enquête annuelle de recensement	39

Introduction

La France se singularise au sein des pays de l'OCDE par un droit d'accès tardif au revenu minimum : 25 ans pour le RMI puis le RSA, là où la plupart des pays développés ouvrent l'accès au revenu minimum aux jeunes non étudiants dès 18 ans. Toutefois, la plupart des pays européens aménagent les conditions d'accès de leur dispositif de revenu minimum pour les jeunes majeurs (encadré 1). En dehors des aspects budgétaires, les raisons invoquées pour justifier ces aménagements ou ces restrictions d'accès aux jeunes sont souvent de trois ordres : le risque d'encourager la décohabitation du foyer parental, le risque de rendre les études moins attractives (dès lors que les étudiants ne peuvent bénéficier du revenu minimum), et le risque de voir certains jeunes préférer l'inactivité. Ce document de travail s'intéresse à ce dernier risque : certains jeunes sont-ils découragés de travailler à cause de la possibilité de percevoir le revenu minimum d'insertion (RMI) puis, après 2009, le revenu de solidarité active (RSA), et quels types d'emplois risquent d'être évincés par cet effet ?

Encadré 1. Les jeunes et les minima sociaux en Europe

La comparaison des législations nationales en matière de minima sociaux est un exercice difficile, pour au moins trois raisons : i) dans la majorité des pays coexistent plusieurs minima sociaux, dont les modalités d'attribution peuvent être très différentes de l'un à l'autre ; ii) certains pays ont mis en place une allocation d'assistance pour les chômeurs ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage (l'ASS en France), qui peut s'assimiler à un minimum social mais avoir des règles d'attribution différentes ; iii) dans certains pays, les minima sociaux sont du ressort des régions (Autriche, Italie ou Espagne), ou modulés au niveau communal (Pays-Bas).

Ces précautions étant rappelées, parmi les 14 pays européens étudiés par Horowitzky, Julienne et Lelièvre en 2005 (les pays de l'Union européenne à quinze sans la Grèce qui ne dispose pas de dispositif de revenu minimum), seuls trois pays excluent les jeunes de plus de 18 ans ayant terminé leurs études du bénéfice du minimum social : l'Espagne de 1989 à 1995 (avant que le dispositif de revenu minimum soit décentralisé et confié aux communautés autonomes), la France et le Luxembourg. Le Danemark et le Royaume-Uni, pour leur part, adaptent leur dispositif de minimum social aux jeunes de 18 à 24 ans, en réduisant les montants versés.

Pour actualiser ces informations, nous mobilisons le MISSOC (Mutual Information System on Social Protection)¹, le système d'information mutuelle sur la protection sociale mis en place par l'Union européenne afin de disposer de données sur les systèmes de protection sociale nationaux. En nous centrant sur les mêmes 14 pays que dans Horowitzky *et al.* et en nous restreignant au seul dispositif de revenu minimum garanti, on peut classer les pays européens en trois catégories. La première catégorie, la plus restrictive, regroupe la France et le Luxembourg. Ces deux pays excluent les jeunes de moins de 25 ans du bénéfice du revenu minimum garanti pour leur propre compte, sauf s'ils ont la charge d'un enfant. La deuxième catégorie regroupe la majorité des pays européens : l'Allemagne, l'Autriche, l'Irlande, le Portugal, le Royaume-Uni et la Suède. Dans ces pays, les jeunes vivant en dehors du foyer parental peuvent bénéficier du revenu minimum garanti pour leur compte propre s'ils ne sont pas étudiants. S'ils habitent chez leurs parents, le revenu minimum est délivré au niveau de l'ensemble du foyer. Enfin, au sein de la troisième catégorie, au Danemark, en Finlande et aux Pays-Bas, les jeunes majeurs non étudiants peuvent bénéficier du revenu minimum garanti dès lors que leurs propres ressources sont en dessous d'un plafond, même s'ils habitent avec leurs parents. Au Danemark, l'allocation versée est toutefois réduite pour les jeunes de 18 à 24 ans, et elle est de surcroît divisée par deux pour les jeunes qui vivent chez leurs parents. Aux Pays-Bas, les jeunes demandant le revenu minimum sont prioritairement orientés vers l'emploi ou la reprise d'études. L'Espagne et l'Italie ne peuvent être classées dans aucune des trois catégories en raison de la décentralisation du dispositif de revenu minimum garanti.

Peu d'études empiriques sur l'impact des minima sociaux sur le choix d'activité ou d'étude des jeunes

Les études empiriques sur l'impact des minima sociaux sont nombreuses, en particulier aux États-Unis et au Royaume-Uni. Ainsi, de nombreuses études ont utilisé la disparition des

¹ Consultable à l'adresse suivante : <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=815&langId=fr>. La partie « XI (Guaranteed Minimum Ressources), conditions, 3. » porte plus précisément sur les restrictions d'âge dans l'accès au revenu minimum.

aides sociales américaines traditionnelles, le *Aid to Families with Dependent Children* (AFDC), en 1996, et son remplacement par une aide beaucoup plus limitée, le *Temporary Assistance to Needy Families* (TANF), afin de mesurer les comportements d'offre de travail en général et les réponses comportementales à ces réformes en particulier (Scholz et Levine, 2001, pour une synthèse de la littérature). Les extensions de crédit d'impôt au Royaume-Uni, et notamment la réforme du *Working Family Tax Credit* (WFTC) en 1999, ont également été utilisées dans différentes études (voir notamment Blundell *et al.*, 2000). Ces études se concentrent toutefois principalement sur les femmes avec enfant(s), et aucune d'entre elles ne se focalise, à notre connaissance, sur les jeunes.

En France, il n'y a, à notre connaissance, qu'une seule analyse des effets potentiels du RMI basée sur une « expérience naturelle » (l'encadré 2 résume les autres études pertinentes pour la France). Cette étude de Wasmer et Chemin (2011) utilise le fait qu'une aide sociale existait en Alsace-Moselle avant la création du RMI². D'autres analyses empiriques n'ont simplement pas pu être effectuées parce qu'il n'y a pas eu, avant le RSA, de variations majeures de la structure (ou des montants) du RMI dans le temps qui auraient pu être exploitées pour mesurer les effets du RMI sur l'emploi (contrairement aux cas britanniques et américains). La seule autre étude sur le RMI qui s'approche de cet objectif, et qui motive le présent document de travail, est celle de Bargain et Doorley (2011), sur laquelle nous reviendrons par la suite.

Encadré 2. Revenu minimum et effet de trappe à inactivité

Hormis les deux études citées dans le texte, faisant appel à des variations exogènes du montant des transferts sociaux (Wasmer et Chemin, 2011, et Bargain et Doorley, 2011), les analyses sur le RMI s'appuient généralement sur la simple mise en relief des faibles gains nets au travail après la reprise d'un emploi. Ce type de calcul ou, de façon équivalente, le calcul des taux effectifs moyen ou marginaux d'imposition, illustrent l'effet potentiellement désincitatif du RMI sur l'emploi (Bourguignon, 1997, Gurgand et Margolis, 2008)³. D'autres auteurs ont complété ces calculs par des modèles économiques d'offre de travail et leur estimation statistique (Laroque et Salanié, 2002 ; Bargain, 2004). En particulier, Laroque et Salanié (2002) se concentrent sur l'offre de travail féminine et trouvent des effets désincitatifs forts du RMI pour les mères célibataires. Il est difficile d'étudier la population de personnes potentiellement au RMI à partir de bases de données générales. Pour cette raison, l'étude Gurgand et Margolis (2008) s'appuie sur un échantillon spécifique et représentatif d'allocataires du RMI. Les auteurs montrent que les incitations financières au travail sont faibles pour cette population, mais leurs conclusions tendent à minimiser la thèse de trappes à inactivité, sauf pour la catégorie des familles monoparentales pour qui les coûts élevés de travail (ex : garde d'enfant) se cumulent aux faibles gains financiers.

En complément, notons que même sur la thématique plus large des effets des changements de politiques fiscales ou sociales, il existe quelques études basées sur des « expériences naturelles » en France. Ces études pourraient pourtant valider les prévisions de modèles structurels et corroborer ou non leurs résultats concernant le RMI. Stancanelli (2008) utilise une approche en double différence pour estimer l'impact de la Prime pour l'Emploi sur l'offre de travail en 2001 (voir également Cochard *et al.*, 2008 pour une autre évaluation de la PPE). Carbonnier (2008) évalue les réponses comportementales dues aux changements de barème de l'impôt sur le revenu dans le temps. González (2008) étudie l'extension de l'intéressement à l'*Allocation de Parent Isolé* (API), similaire au RMI dans sa structure mais légèrement plus généreuse et destinée exclusivement aux familles monoparentales ayant la charge d'enfant de moins de trois ans. Enfin, Piketty (1998, 2005) analyse l'extension de l'*Allocation Parentale d'Education* (APE). Ce revenu de remplacement, équivalent à 60 % du SMIC net pour les mères de trois enfants arrêtant de travailler, pouvant être perçu jusqu'aux trois ans du plus jeune enfant, a été étendu aux mères de deux enfants en 1994. Piketty trouve que cette réforme réduit fortement le taux d'activité des femmes nouvellement éligibles, indiquant une élasticité forte de l'offre de travail parmi les femmes en couple avec enfant (un résultat corroborant la littérature internationale, cf. Blundell et MaCurdy, 1999).

² Ces auteurs conduisent notamment, à titre d'analyse secondaire, une régression par discontinuité. La taille de l'échantillon de l'Enquête Emploi, utilisée dans leur étude, ne semble cependant pas suffisamment importante pour conduire à bien une analyse en régression par discontinuité telle que proposée ici (cf. annexe A).

³ Après une reprise d'activité, certains ménages à bas salaires étaient implicitement taxés à 100 % puisque 1 Euro de salaire supplémentaire correspondait à une diminution du RMI de 1 Euro. Avec le RSA, ce taux marginal tombe à 38 %. Les taux varient avec les circonstances individuelles du fait du cumul de différentes aides, de la prise en compte des contributions sociales, etc.

Par rapport au RMI, qu'il remplace depuis 2009, le RSA a pu modifier les incitations à l'activité des allocataires, et notamment des jeunes

Des études sur l'effet du passage du RMI au RSA ont cependant été menées. Sous l'impulsion du comité d'évaluation du revenu de solidarité active (Comité national d'évaluation du RSA, 2011), plusieurs études ont été conduites afin d'évaluer l'effet de la transition du RMI au RSA sur de nombreuses dimensions : pauvreté monétaire, redistribution, taux de recours, et effets sur l'emploi et le marché du travail. Deux études portent sur cette dernière dimension. Danzin, Simonnet et Trancard (2012) s'intéressent à l'effet du RSA sur les allocataires de minima sociaux. Elles montrent que ceux-ci ont des gains financiers au retour à l'emploi souvent plus forts à court terme (un an ou moins) dans le cadre du RMI que du RSA⁴, en raison des mécanismes d'intéressement⁵. À l'inverse, à long terme, les gains au retour à l'emploi des allocataires sont plus élevés dans le cadre du RSA. De plus, les auteurs montrent que, lors de la mise en place du RSA, le taux de retour à l'emploi a plus augmenté pour les femmes ayant un ou deux enfants que pour celles sans enfant, en cohérence avec une plus forte augmentation des gains au retour à l'emploi à long terme des premières. Elles ne trouvent pas de résultats similaires pour les hommes. Briard et Sautory (2012) s'intéressent quant à eux aux personnes situées juste au-dessus du seuil d'éligibilité au RSA avant la réforme, afin de déterminer si elles ont réduit leur offre de travail pour bénéficier du RSA, en passant par exemple à temps partiel. Les auteurs ne décèlent pas un tel effet désincitatif du RSA sur l'offre de travail, à l'horizon de la fin 2010.

L'encadré 3 présente plus précisément l'architecture du RSA et ce qui le distingue du RMI. Pour résumer, le RSA a modifié la procédure d'accompagnement, en insistant davantage sur l'accompagnement professionnel, et a rendu pérenne le cumul partiel entre revenu minimum et salaire, en dessous d'un seuil qui dépend des revenus totaux du foyer et de sa composition familiale. Les personnes qui n'ont jamais été allocataires de minima sociaux sont également éligibles au RSA, leur permettant dans certains cas de bénéficier d'un complément de revenu.

⁴ La situation se présente différemment pour les personnes qui n'étaient pas allocataires du RMI ou de l'API, par exemple pour les chômeurs indemnisés par Pôle Emploi. Pour ceux-ci, le RSA a pu augmenter les gains au retour à l'emploi dès le court terme, puisqu'ils ne bénéficiaient pas des mécanismes d'intéressement propres au RMI et à l'API (en particulier pour les emplois à temps partiel).

⁵ Les mécanismes d'intéressement permettaient aux allocataires du RMI (et de l'API et l'ASS) de conserver temporairement une partie de leur allocation après leur reprise d'emploi. À partir du 1^{er} octobre 2006, les allocataires pouvaient cumuler intégralement leur allocation et leur revenu d'activité pendant les 3 premiers mois (ce mécanisme a été maintenu dans le cadre du RSA), recevoir une prime de retour à l'emploi au quatrième mois de 1 000 € (en cas de reprise d'emploi de plus de 78h par mois) et percevoir une prime forfaitaire du quatrième au douzième mois.

Encadré 3.

Le revenu minimum d'insertion (RMI) et le revenu de solidarité active (RSA)

Le RMI, créé en 1989 en réponse à une augmentation de la pauvreté en France, dans un contexte de chômage de masse, a été remplacé en juin 2009 par le RSA⁶. Les deux aides constituent des soutiens aux ménages à bas revenu, illimités dans le temps et en pratique non conditionnés à une formation ou à une recherche active d'emploi. Ces aides sont conçues comme des transferts de dernier recours pour des bénéficiaires (1) qui sont en principe capables de travailler, à la différence d'aides spécifiques aux travailleurs handicapés (*Allocation aux Adultes Handicapés*) ou âgés (*Minimum vieillesse*), (2) qui n'ont pas droit aux allocations contributives (allocation chômage), car n'ayant pas assez cotisé ou ayant épuisé leurs droits, ni à l'*Allocation de Solidarité Spécifique* (ASS, transfert octroyé pour deux ans et sous certaines conditions, notamment de ressources, après fin des droits à l'allocation chômage)⁷. Le RMI (tout comme le RSA) est éventuellement complété par des aides au logement qui peuvent représenter jusqu'à un tiers des ressources de ceux n'ayant aucun revenu personnel⁸.

Le *Revenu de Solidarité Active* (RSA) a été mis en place en 2009 après plusieurs années de débat autour du *Revenu Minimum d'Insertion* (RMI) concernant à la fois ses effets redistributifs et incitatifs⁹. En particulier, le RMI a longtemps été accusé de générer des « trappes à inactivité » en réduisant considérablement les gains nets au travail pour les ménages à bas salaires. En écho à ce débat, diverses réformes avaient déjà introduit et étendu la période d'intéressement durant laquelle le RMI et les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés¹⁰. La Prime pour l'Emploi a aussi permis de rehausser les revenus du travail pour des travailleurs à bas salaire et d'augmenter l'écart entre revenu hors emploi et revenu en emploi (voir Bargain et Terraz, 2003). Depuis 2010, la réforme du RSA a permis de pérenniser le cumul des transferts sociaux et des revenus du travail. Il est maintenant possible, pour un ménage éligible, de toucher l'équivalent du RSA plein moins 38 % des revenus du travail, ceci de façon permanente.

Le RMI/RSA est calculé comme un complément A (aide sociale) du revenu Y d'un ménage selon la formule:

$$A = \max(0 ; B(n) - t.Y)$$

Le montant maximum B(n) dépend de la structure familiale (conjoint, nombre d'enfants). Le revenu Y agrège tous les revenus des membres du ménage, nets d'impôt et de cotisations sociales, et inclut les autres aides sociales et familiales, à l'exception des allocations logement qui n'entrent ici que sous la forme d'un forfait logement, représentant entre 12 et 17 % de B(n). Dans le régime RMI avant 1997, le taux t était de 100 %. Avec les mesures dites d'intéressement et notamment la loi Aubry de 1998, le taux t a été abaissé pour une durée d'un an pour permettre un cumul partiel du RMI et des revenus du travail (i.e ramené à 0 pendant 3 mois puis 50 % pendant 9 mois).

La réforme du RSA a permis de pérenniser cet effet incitatif en fixant indéfiniment le taux t à 38 %, de sorte qu'un allocataire du RSA reprenant un travail rémunéré en dessous de B(n)/38 % peut cumuler ses revenus du travail et une partie du RSA de façon illimitée dans le temps. En simplifiant, disons que le nouveau système distingue le *RSA socle* pour les personnes inactives (donc correspondant à l'ancien RMI) et le *RSA activité* (pour ceux en activité et cumulant salaire et RSA).

La réforme du RSA n'agit pas seulement sur le levier financier ; elle cherche également à améliorer le processus d'accompagnement et d'orientation vers l'emploi, en donnant la priorité à celui-ci sur l'accompagnement social. Il s'agit donc d'une politique d'activation.

⁶ Pour un bilan détaillé sur le RMI, voir Lelièvre et Nauze-Fichet (2008).

⁷ Comme indiqué plus haut, d'autres minima sociaux existent pour certains groupes démographiques, notamment l'API, une version légèrement plus généreuse du RMI pour les parents isolés dont le plus jeune enfant a moins de trois ans.

⁸ En plus, les allocataires du RMI/RSA sont exemptés de la *Taxe d'Habitation* et peuvent recevoir la *Couverture Médicale Universelle* ainsi que d'autres avantages en nature. Sur les droits connexes et leur impact sur les gains au travail, voir Anne et L'Horty (2002).

⁹ Tout comme le débat sur les crédits d'impôt au Royaume-Uni (voir Blundell et al., 2000), la réforme du RSA a été justifiée par un souci d'équité (rendre le travail payant), d'incitation au retour à l'emploi et le désir de rationaliser les différents instruments redistributifs préexistants (Mongin, 2008).

¹⁰ Voir Hagneré et Trannoy (2001) pour une évaluation empirique. Voir également Gauthier (2008) pour une analyse théorique originale.

La suite de cette section illustre à l'aide de graphiques l'effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail. Précisons d'emblée que cette approche comporte des limites sur lesquelles nous reviendrons après avoir commenté les graphiques.

La Figure 1 représente des contraintes de budget, *i.e.* le niveau de revenu disponible (après impôt et transfert) en fonction du niveau de revenu du travail pour une personne vivant seule avec un salaire horaire correspondant au SMIC. L'axe des abscisses représente la variation de salaire mensuel lié au nombre d'heures travaillées au cours du mois. La contrainte de budget en pointillé correspond au cas où la personne a moins de 25 ans et n'est pas éligible au RMI/RSA (lorsqu'elle ne travaille pas, on suppose qu'elle reçoit des allocations logements). La contrainte de budget en trait gras foncé reflète la situation d'une personne similaire mais âgée de 25 ans avant juin 2009, c'est-à-dire dans le système RMI, et hors intéressement¹¹. Lorsque la personne travaille quelques heures seulement par semaine, le niveau de revenu disponible reste inchangé puisque la personne perd du RMI à hauteur exacte du revenu salarial touché (taux marginal implicite de taxation de 100 %). Enfin, la contrainte de budget en trait pointillé clair représente la situation avec le RSA : la partie horizontale due au RMI est remplacée par une pente reflétant la diminution du taux marginal implicite à 38 %.

On s'intéresse ici successivement à deux cas-types d'individus, définis par leurs préférences en matière de temps de travail, *i.e.* leurs courbes d'indifférence (en pointillés). Les choix individuels sont représentés par le point de tangence entre les courbes de budget et des courbes d'indifférence. Dans le premier graphique, la personne est prête à travailler pour un peu moins de 600€ avant 25 ans, tandis que les gains au travail seraient insuffisants relativement au RMI pour l'inciter à se maintenir dans l'emploi après 25 ans ; en présence du RSA, cependant, cette personne continuerait à travailler (un peu moins qu'au début, en cumulant son salaire et du RSA). Dans le second graphique, ce phénomène de trappe existe à nouveau mais cette fois il n'est pas amorti par le RSA : la personne de moins de 25 ans travaillerait pour 600€ mais serait au RMI (ou au RSA) après 25 ans ; le RSA apparaît trop faible pour que cette personne ait un intérêt financier à rester en activité.

Ces deux graphiques, schématiques, montrent ce qu'on pourrait attendre du RSA (et du RMI) dans un univers où l'offre de travail ne serait pas soumise à des contraintes de demande de travail et pour deux profils particuliers de personnes ayant une offre de travail faible. Les cas, non représentés, correspondant cependant sans doute à la grande majorité des situations, sont ceux où les individus souhaitent travailler quel que soit le système de minima sociaux (RMI, RSA ou absence de transfert) ou bien ne peuvent travailler quel que soit le système, du fait d'un chômage contraint, d'un handicap, *etc.*

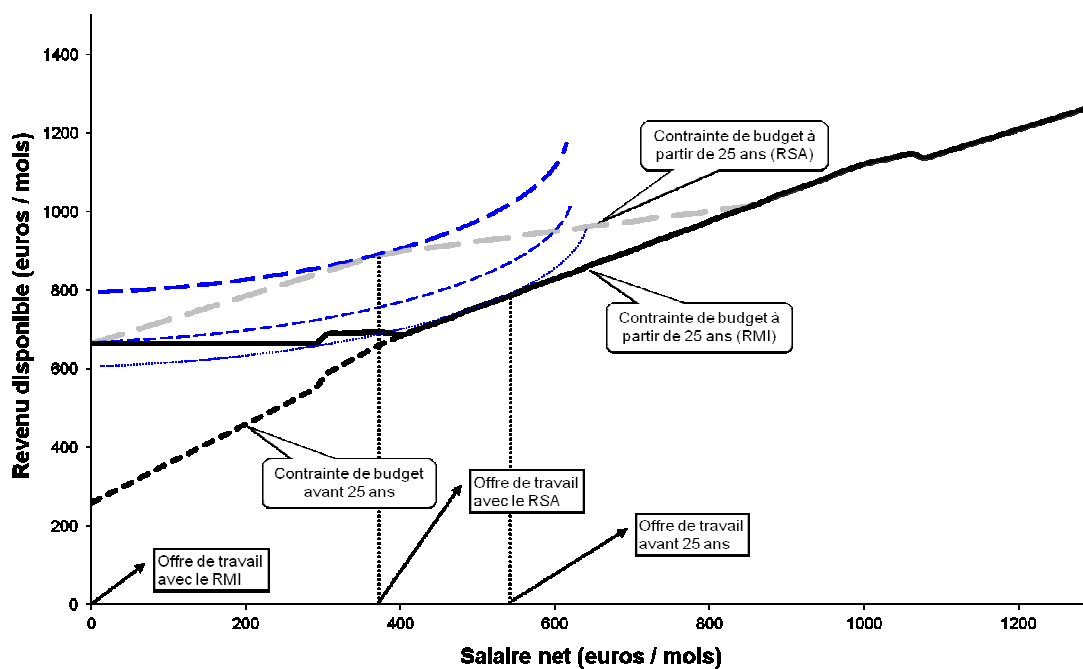
Par ailleurs, un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait tenir compte de l'impact de leur décision de travailler ou non sur l'ensemble de leur carrière (Laurent et L'Horty, 2000), puisque accepter un travail aujourd'hui, même de mauvaise qualité, pourrait aider les jeunes à trouver de meilleures opportunités professionnelles par la suite. Cette dimension vient réduire l'aspect désincitatif du RMI ou du RSA pour les jeunes. Un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait également tenir compte du fait que ceux-ci ne se voient proposer qu'un nombre restreint d'offres de travail dans le cadre de leur recherche d'emploi et ne peuvent donc pas toujours choisir le nombre d'heures de travail qu'ils souhaiteraient dans l'idéal (modèles d'appariement). Dans le cadre de tels modèles, la possibilité de recourir au RMI à partir de 25 ans aurait deux types d'effets possibles : freiner l'effort de recherche d'emploi de certains jeunes, et augmenter leur niveau d'exigence quant aux emplois acceptés, en particulier pour les emplois à temps partiel et rémunérés au salaire minimum.

Malgré ces limites, l'examen des graphiques de la Figure 1 nous enseigne que : (1) le RMI pourrait avoir un effet désincitatif sur l'emploi, conduisant à une diminution du taux d'emploi à 25 ans ; (2) si c'était le cas, le RSA pourrait avoir un effet moins désincitatif (et donc le passage du RMI au RSA un effet « ré-incitatif ») ; (3) l'éventuel effet désincitatif du RMI devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel, tandis que l'effet « ré-incitatif » du passage au RSA devrait également se concentrer sur ces types d'emploi.

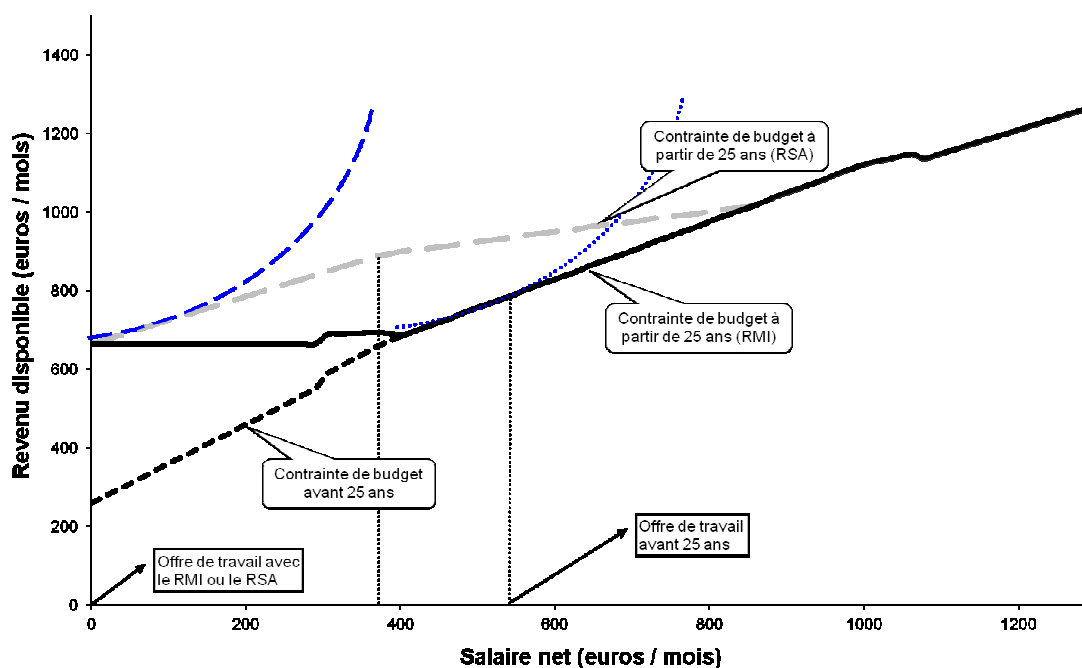
¹¹ On s'intéresse à une situation hors intéressement car l'intéressement ne s'adressait qu'aux anciens allocataires du RMI, ce qui n'est le plus souvent pas le cas des jeunes autour de 25 ans. De plus, les mécanismes d'intéressement n'avaient plus cours à partir d'un an après la reprise d'emploi.

Figure 1: Contraintes de budget : illustration pour deux cas-types

A. Le RSA a un effet incitatif sur l'emploi par rapport au RMI (hors intéressement)



B. Le RSA ne permet pas de rendre plus incitative la reprise d'emploi



Source : OpenFisca 0.1.0, législation 2010 ; Note : les contraintes de budget ont été établies pour un célibataire sans enfant, bénéficiant des allocations logement en zone 1 (Île-de-France). Elles intègrent les minima sociaux, les allocations logement, la prime pour l'emploi et l'impôt sur le revenu.

Une précédente étude sur l'impact du RMI sur l'emploi des jeunes en 1999

L'aspect crucial exploité dans cette étude est, comme indiqué plus haut, le fait qu'avant septembre 2010, les ménages sans enfant, qu'ils habitent ou non chez leurs parents, pouvaient recevoir le RMI/RSA pour leur compte mais uniquement à partir de 25 ans (les jeunes de moins de 25 ans pouvant, eux, faire éventuellement partie du foyer RMI/RSA de leurs parents jusqu'à leur 25^{ème} anniversaire). La variation des montants d'aide sociale entre ces deux populations très similaires, les jeunes de moins de 25 ans sans enfant et ceux qui viennent juste d'avoir ou de dépasser 25 ans, peut donc être exploitée (les premiers ne touchant aucune aide sociale, ou seulement les aides au logement). Les deux groupes étant quasiment identiques aux abords de la limite d'âge, le premier groupe constitue donc un groupe de contrôle presque parfait tandis que le second, le groupe « traité », est potentiellement affecté dans ses choix par la possibilité de recourir au RMI/RSA¹².

L'étude de Bargain et Doorley (2011) exploitait déjà cette discontinuité pour l'année 1999, à l'aide des données du recensement de la population. En comparant les taux d'emploi pour des hommes juste au-dessus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RMI) avec ceux des hommes juste en dessous de 25 ans (inéligibles), les auteurs trouvent un effet négatif du RMI sur l'emploi uniquement pour les jeunes hommes sans diplôme, vivant seuls et n'ayant pas d'enfant. L'effet est relativement modeste : environ 7-10 % des hommes en emploi autour de 25 ans dans cette catégorie ne gagneraient pas suffisamment à être en emploi par rapport au RMI (et possiblement d'autres formes de revenus du travail, non déclarés)¹³. L'effet global est faible car la population étudiée, et pour laquelle on trouve un effet, est très limitée. Les auteurs montrent clairement que dès que l'on élargit la population étudiée, notamment lorsqu'on s'intéresse à des hommes célibataires sans enfant mais vivant avec leurs parents ou en couple, l'effet disparaît. C'est également le cas lorsqu'on regarde des hommes avec un diplôme, aussi faible soit-il. Les effets pour les femmes seules sont également plus faibles que pour les hommes.

Les auteurs concluent donc que, pour le principal groupe d'allocataires du RMI, c'est-à-dire les célibataires sans enfant (58 % du total des allocataires, dont une majorité d'hommes), le phénomène de trappe à inactivité est probablement d'une portée limitée. Dans ces conditions, Bargain et Doorley concluent que si le RMI n'a pas d'effet flagrant sur l'emploi au tournant des 25 ans, le RSA, supposé augmenter les gains au travail, ne devrait pas non plus avoir d'effet particulièrement spectaculaire sur la catégorie ciblée par cette étude, *i.e.* les célibataires sans enfant non diplômés. Il est néanmoins intéressant de vérifier si c'est effectivement le cas.

¹² En ce sens, la méthode de « régression par discontinuité » n'est pas perturbée par les autres changements de politique économique intervenus au cours du temps, comme dans les estimations par double différence (ou par la difficulté de trouver un groupe de contrôle plausible et non suspecté de réagir différemment aux chocs macroéconomiques). La méthode de « régression par discontinuité » oblige cependant à vérifier que la discontinuité n'est pas non plus créée par d'autres changements institutionnels ou comportementaux à l'âge en question (voir Hahn et al., 2001, Lee, 2008, Lee et Lemieux, 2010). Par ailleurs, la présente étude s'intéresse à une rupture « discrète », et non « continue », liée à des critères d'âge (*i.e.* on compare les jeunes de 24 et 25 ans, et non les jeunes de 24 ans et 365 jours et ceux de 25 ans et 1 jour) : elle est dès lors plus fragile et nécessite de faire des hypothèses paramétriques sur l'évolution régulière (en l'absence de RMI ou RSA) du taux d'emploi avec l'âge.

¹³ Lemieux and Milligan (2008) utilisent une discontinuité similaire au Canada : avant 1989, les personnes sans enfant en-dessous de 30 ans recevaient des aides sociales bien plus faibles que des personnes identiques de 30 ans ou plus. Ces auteurs montrent que l'effet désincitatif sur l'emploi est significatif, et ils trouvent un effet plus généralisé que dans Bargain et Doorley (2011). Notons cependant que l'aide sociale québécoise représentait en 1986 environ 40% du salaire moyen, soit un montant sensiblement plus élevé que le RMI ou le RSA.

I - Exploiter la discontinuité dans l'âge d'éligibilité pour étudier l'éventuel effet désincitatif du RMI et du RSA

La présente étude propose donc d'utiliser la méthodologie de Bargain et Doorley (2011) sur des données plus récentes du recensement en France métropolitaine, en profitant du recensement annuel mis en place depuis 2004 (dont le questionnaire individuel figure en Annexe E). Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les années antérieures au RSA (2004-2009) pour vérifier si des effets désincitatifs du RMI sur l'emploi, même faibles, sont repérables autour de 25 ans. Nous nous demandons ensuite si ces effets potentiellement désincitatifs perdurent à partir de 2010, première année complète durant laquelle le RSA est en vigueur.

Précisément, le RSA est mis en place en juin 2009 tandis qu'en septembre 2010, il est complété par un « RSA-jeunes » concernant les jeunes de moins de 25 ans mais d'une portée très limitée¹⁴. Les données du recensement étant collectées en janvier et février de chaque année, l'enquête annuelle de recensement (EAR) de 2009 entre donc sans ambiguïté dans la période pré-RSA tandis que l'EAR 2010 entre dans la période RSA mais avant l'introduction du RSA-jeunes. Durant cette période (juin 2009-septembre 2010), les jeunes de moins de 25 ans ne sont pas éligibles au RSA, sauf s'ils ont un ou plusieurs enfants à charge. Même après septembre 2010, très peu de jeunes de moins de 25 ans sont éligibles au RSA, et il s'agit le plus souvent de jeunes déjà bien insérés sur le marché du travail, puisqu'ils doivent avoir travaillé au moins deux ans dans les trois années précédant leur inscription. Pour évaluer l'effet du RSA en 2010 et 2011, il est donc possible d'utiliser la même méthode que pour le RMI, c'est-à-dire de comparer les taux d'emploi des plus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RSA) et des moins de 25 ans (inéligibles).

La méthode de « régression sur les discontinuités »

À partir des enquêtes annuelles de recensement, nous exploitons la discontinuité du RMI/RSA à 25 ans en estimant le modèle suivant :

$$Y_{ia} = \beta_0 + \beta_1 \text{AGESUP25}_{ia} + \delta(a) + \varepsilon_{ia} \quad (1)$$

où la variable expliquée Y_{ia} pour un individu i d'âge a correspond à son statut d'emploi (emploi ou emploi à temps partiel). L'effet de l'âge est pris en compte par une fonction régulière $\delta(a)$ tandis que AGESUP25_{ia} est une indicatrice prenant la valeur 1 si l'individu est âgé de 25 ans ou plus. Ainsi, on peut estimer l'effet β_1 sur l'emploi du fait d'être en âge d'accéder au RMI/RSA. L'identification repose sur l'hypothèse de continuité de la fonction $\delta(\bullet)$ puisque β_1 mesure alors la discontinuité à 25 ans. *A priori*, il n'y a pas de raison pour que la relation âge-emploi présente une discontinuité à un âge particulier, si ce n'est l'existence d'autres discontinuités institutionnelles comme nous le discutons ci-après.

Étant donné que l'effet du RMI/RSA sur l'emploi ne se matérialise pas forcément au lendemain du jour d'anniversaire mais peut prendre du temps, nous utilisons l'âge en année révolue (tronqué à l'unité)¹⁵. Avec une variable d'influence (l'âge) en année, nous avons affaire à un effet discret et non continu, une situation discutée en détail par Lee and Card (2008). Estimer le modèle ci-dessus à partir d'observations individuelles est dans ce cas parfaitement équivalent à une estimation du même modèle où toutes les variables sont remplacées par la moyenne à chaque âge, *i.e.* :

$$Y_a = \beta_0 + \beta_1 \text{AGESUP25}_a + \delta(a) + \varepsilon_a \quad (2)$$

et pondérées par le nombre d'observations dans chaque groupe d'âge. Par ailleurs, le modèle n'est pas identifié non paramétriquement car on ne peut pas s'approcher au plus

¹⁴ Le RSA jeunes dans sa formule actuelle ne concerne que ceux qui ont pu travailler au moins deux ans de suite dans les trois années précédentes. Il en résulte un nombre faible de bénéficiaires : en janvier 2011, environ 8 000 foyers sont éligibles au RSA jeunes. 78 % des bénéficiaires exercent une activité.

¹⁵ De surcroît, l'effet de discontinuité mesuré à partir de l'âge en jour ou même en mois serait obscurci par le bruit dû à des échantillons trop petits dans un tel cas.

près de la discontinuité dans ce cas discret. On doit donc s'en remettre à des formes paramétriques particulières pour la fonction $\delta(\bullet)$. Nous utilisons des formes de plus en plus flexibles (quadratique, cubique puis autorisant des pentes différentes de chaque côté de la discontinuité, *i.e.* des « splines » linéaires et quadratiques).

Lorsque l'estimation est réalisée sur des données regroupant plusieurs années, notamment lorsqu'on regroupe les années 2004-2009 pour mesurer l'effet moyen du RMI sur ces années, il est possible d'introduire également un effet cohorte (*i.e.* l'ensemble des personnes nées la même année). En indiquant par t la cohorte en question, le modèle devient :

$$Y_{at} = \beta_0 + \beta_1 AGESUP25_{at} + \delta(a) + v_t + \varepsilon_{at} \quad (3)$$

Cet effet v_t peut correspondre à des chocs spécifiques qui touchent l'ensemble d'une cohorte, par exemple une conjoncture très dégradée lors de l'insertion professionnelle¹⁶. L'existence de cet effet cohorte montre la fragilité inhérente à l'analyse sur une seule année, puisque les jeunes de 24 ans au cours de cette année appartiennent tous à la même génération. L'intérêt d'une régression « poolée », qui regroupe plusieurs années, est de contrôler l'influence des effets cohortes. Les résultats pendant la période de mise en place du RSA ne reposent que sur deux années, 2010 et 2011, et sont donc nécessairement plus fragiles que pour le RMI (ce d'autant plus que la période d'entrée du RSA a coïncidé avec les répercussions de la crise économique sur l'emploi). Les EAR suivantes, non encore disponibles, permettront d'obtenir des résultats plus robustes sur l'effet du RSA.

Notons que nos principaux résultats sont présentés sous forme graphique, représentant le taux d'emploi moyen à chaque âge a (en année). En réalité, cette visualisation graphique constitue l'essentiel de notre démonstration. En effet, comme le rappellent Imbens and Lemieux (2008), les résultats du modèle économétrique ne peuvent que valider ce qui est observable à l'œil nu sur ces graphiques et ne doivent pas constituer à eux seuls une vérité indépendante créée par des observations aberrantes ou des choix de spécification particuliers (comme par exemple le choix de la fonction $\delta(\bullet)$). Dans notre cas précis, si le choc sur les revenus de remplacement qui se produit à 25 ans a un effet significatif sur le taux d'emploi des jeunes à 25 ans, ceci doit avant tout être visible sous la forme d'une rupture nette dans la courbe emploi-âge à 25 ans. Le modèle statistique permet ensuite de tenter un chiffrage un peu plus précis de l'effet en question.

Utiliser les enquêtes annuelles de recensement permet d'obtenir des estimations très précises des taux d'emploi par âge

La méthode de « régression par discontinuité » que nous utilisons par la suite requiert d'estimer très précisément les taux d'emploi par âge des jeunes, ce qui nécessite un nombre suffisamment important d'observations, et ce d'autant plus que l'on s'intéresse ici à l'emploi de populations particulières (notamment des personnes peu qualifiées, ayant de faibles gains d'activité). Dans le cas contraire, des variations erratiques du taux d'emploi par âge viendraient bruyter la série des taux d'emploi, de sorte que les discontinuités ne pourraient être identifiées, rendant inopérante la méthode de régression par discontinuité. Pour cette raison, nous utilisons les données récoltées dans le cadre du recensement. L'étude de Bargain et Doorley (2011) utilisait le recensement annuel au 1/4 pour l'année 1999 tandis que nous utilisons les *Enquêtes annuelles de recensement* (EAR) fournies par l'Insee pour les années 2004-2011.

Depuis 2004, le recensement est mis en place sur une période de 5 années consécutives. Après repondération, chaque enquête annuelle fournit un échantillon représentatif de la population française basé sur environ 14 % des ménages (les cinq années d'EAR couvrent environ 70 % des ménages). Nous utilisons ici les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2009, afin de couvrir au moins un cycle complet de 5 ans (voir une description détaillée de l'échantillonnage en Annexe A). Nous exploitons également les années 2010 et

¹⁶ Alternativement, il est également possible d'introduire un effet année pour contrôler de la conjoncture courante. Les résultats de l'analyse sont très proches, comme le montre le tableau C.2. en annexe.

2011 afin d'estimer les premiers effets de la mise en place du RSA¹⁷. Puisque les enquêtes annuelles couvrent (chaque année) un échantillon moitié moindre comparé à celui utilisé dans l'étude de Bargain et Doorley (2011), nous regroupons ci-dessous deux années consécutives pour atteindre une taille d'échantillon comparable et pour éviter l'excès de « bruit » dans la courbe âge-emploi.

Les informations disponibles dans les EAR sont l'âge révolu, le niveau de formation, la nationalité, le statut d'activité et le type d'emploi. Le salaire et les montants reçus d'aides sociales (et notamment le fait que la personne soit allocataire du RMI/RSA ou non) ne sont pas disponibles.

7 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant sont au RSA socle fin 2010

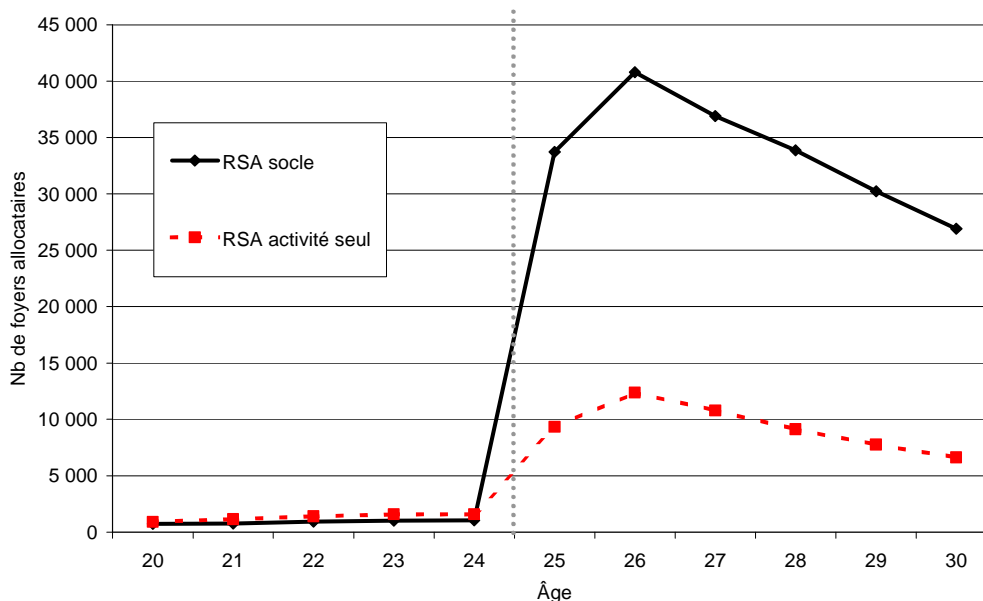
La population étudiée dans ce document est celle des jeunes de 20-30 ans sans enfant (encadré 4). Celle-ci représente une part importante de la population de bénéficiaires du RMI/RSA. Selon les données de la CNAF au 31 décembre 2010 (France métropolitaine), les jeunes de 25-30 ans sans enfant et allocataires du RSA socle non majoré représentent environ 200 000 foyers allocataires, soit 17 % des foyers allocataires du RSA socle non majoré (et 7 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant)¹⁸. Ceux qui sont allocataires du RSA activité seul non majoré représentent environ 60 000 foyers allocataires, soit 15 % des foyers allocataires du RSA activité seul non majoré (et 2 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). L'évolution par âge est décrite dans la Figure 2.

Malgré la difficile généralisation de nos résultats, notamment aux tranches d'âge supérieures, le profil étudié dans notre analyse correspond donc à celui d'un nombre relativement important d'allocataires du RMI ou RSA (et une part très importante des « jeunes » allocataires).

¹⁷ Comme indiqué ci-dessus, chaque enquête est collectée en janvier et février de l'année en question et permet donc d'étudier l'effet potentiel du RMI jusqu'en 2009 inclus (avant son remplacement par le RSA en juin 2009) et du RSA en 2010 et 2011.

¹⁸ Pour comparaison, les données de la CNAF au 31 décembre 2008 (France métropolitaine) indiquent que les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant et allocataires du RMI représentaient environ 150 000 foyers allocataires, soit 15% de l'ensemble des foyers allocataires du RMI (ils représentent également 5 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). Entre données RMI et RSA socle non majoré, l'augmentation importante du nombre de jeunes concernés est liée probablement à deux éléments : (i) la dégradation du marché du travail liée à la crise, entraînant une montée en charge du RSA socle seul, particulièrement chez les jeunes, et (ii) la montée en charge du RSA socle & activité, composante importante pour les jeunes (plus souvent à temps partiel et peu rémunérés).

Figure 2: Foyers allocataires du RSA fin 2010 (personnes sans enfant)



Note : avant 25 ans, certains jeunes peuvent bénéficier du RSA s'ils obtiennent une dérogation auprès de leur Président de Conseil Général ; toutefois, comme le montre ce graphique, ces cas sont très minoritaires.

Source : Cnaf, DSER ; calcul des auteurs.

Encadré 4. Champ

Nous ciblons notre étude sur les *jeunes de nationalité française sans enfant autour de 25 ans* (20-30 ans) en privilégiant les personnes avec *peu ou pas de diplôme*, donc plus susceptibles de réagir aux incitations financières et notamment aux changements de contraintes budgétaires dues au RMI et au RSA, comme indiqué plus haut¹⁹. Nous nous concentrons sur deux groupes en particulier : (1) les personnes n'ayant aucun diplôme sauf éventuellement le BEPC, et ayant éventuellement été présentes au lycée mais sans obtenir de diplôme (« au mieux le BEPC») et (2) la catégorie précédente à laquelle on ajoute les personnes ayant obtenu un CAP ou BEP (« au mieux un CAP/BEP »).

Nous sélectionnons donc les *célibataires*, vivant seuls ou avec leurs parents²⁰. La motivation principale est le fait que la majorité des jeunes allocataires du RMI/RSA sont des célibataires sans enfant. À titre de comparaison, nous regardons aussi tous les individus sans enfant, seuls ou en couple.

Enfin, en France, dans les générations concernées, il y a sensiblement moins de femmes peu diplômées, c'est-à-dire entrant dans les catégories définies ci-dessus. De surcroît, la proportion de femmes âgées de 25 ans et ayant un enfant est beaucoup plus élevée que pour les hommes²¹. En conséquence, des résultats portant sur les femmes uniquement seraient moins robustes étant donnés les échantillons plus restreints. Nous présentons donc nos résultats pour les hommes et les femmes réunis. Les résultats sur les hommes seuls sont qualitativement similaires (voir annexe B4).

Les résultats sont nécessairement moins marqués lorsqu'on intègre les couples. D'une part, la prise de décision d'offre de travail jointe dans les couples est plus compliquée et donne des effets moins nets que pour les célibataires. D'autre part, plusieurs cas de figure existent : (i) le montant de RMI/RSA est plus faible pour celui qui décide d'arrêter de travailler à 25 ans si l'autre travaille déjà ; (ii) dans le cas du RSA, l'un peut même arrêter de travailler pour que le revenu de l'autre soit complété par le RSA ; (iii) l'éventuelle discontinuité touche seulement les couples où l'un atteint 25 ans et l'autre a moins de 25 ans. Il est difficile de regarder ces différents cas séparément et donc d'en tirer des enseignements à partir des données du recensement. C'est pour ces raisons que notre étude s'est concentrée sur les célibataires, pour lesquels les effets attendus sont clairement établis.

¹⁹ Nous sélectionnons uniquement les personnes ayant la nationalité française et n'étant pas étudiantes au moment de l'enquête, pour être sûr qu'ils peuvent être éligibles au RMI/RSA.

²⁰ Bargain et Doorley (2011) retiennent le champ des célibataires vivant seuls. Ceci peut sembler trop restrictif, car qu'ils vivent seuls ou non, les jeunes sont soumis aux mêmes incitations socio-fiscales, *i.e.* ils peuvent constituer un foyer indépendant au sein du ménage formé avec leurs parents et recevoir le RMI après 25 ans.

²¹ Parmi les personnes sans diplôme âgées de 25 ans, 55,8 % des femmes ont et vivent avec des enfants, contre 22,4 % des hommes. Parmi ceux qui vivent seuls (célibataires), les proportions sont de 30,2 % pour les femmes et de seulement 0,8 % pour les hommes. Ceci reflète le fait que les femmes ont une probabilité beaucoup plus forte d'avoir des enfants jeunes et d'être parent isolés (Davie et Mazuy, 2010).

II - Un effet désincitatif du RMI très faible et circonscrit aux jeunes sans qualification

Nous représentons le taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans, célibataires sans enfant et peu qualifiés, en distinguant trois catégories de diplômés : les jeunes ayant au mieux le BEPC, les jeunes ayant au mieux le BEP/CAP et les jeunes ayant au mieux le baccalauréat (Figure 3). Nous nous concentrons d'abord sur les années avant la généralisation du RSA, c'est-à-dire la période 2004-2009. Comme indiqué plus haut, nous regroupons les années deux par deux.

Les trois graphiques de la Figure 3 montrent un taux d'activité croissant avec l'âge mais assez plat dans la deuxième moitié de la vingtaine. Au-delà de ces tendances communes aux trois périodes, nous observons pour les jeunes sans diplôme (au mieux le BEPC) une discontinuité à 25 ans les deux premières années (2004-2005). Cette discontinuité apparaît comme significative dans les régressions, avec une baisse du taux d'emploi comprise entre -3,5 points et -5,1 points selon les spécifications (Tableau 1, colonne 1).

Cet effet apparaît encore au cours de la période suivante (2006-2007), mais semble s'estomper : il n'est plus que de quelques points, et n'est plus significatif que dans une spécification des régressions (Tableau 1, colonne 2). L'effet disparaît complètement pour les deux dernières années (2008-2009). On peut s'interroger sur le rôle de la conjoncture au cours de cette période 2004-2009, qui est d'abord marquée par une forte diminution du chômage dans toutes les catégories y compris les non-diplômés, puis une période de crise économique qui pourrait toucher différemment des groupes d'âges différents. L'absence d'effet en 2008-2009 pourrait en particulier être expliquée par le fait que le chômage involontaire marque plus fortement le marché du travail en laissant les effets en termes d'offre de travail au second plan. Notons cependant que la hausse du chômage n'a débuté qu'après janvier-février 2008 et ne devrait avoir un effet sur nos résultats que pour l'année 2009.

La discontinuité dans les taux d'emploi à 25 ans est atténuée lorsqu'on regarde un échantillon élargi aux jeunes ayant « au mieux un BEP/CAP » (Figure 3 et tableau 2). Comme discuté dans Bargain et Doorley (2011), ceci peut montrer qu'un diplôme suffit à réduire les coûts d'accès au marché du travail, des coûts qui peuvent aggraver l'effet de trappe à inactivité. En particulier, les BEP/CAP sont mieux intégrés sur le marché du travail de part la nature professionnelle de cette formation (ils profitent aussi de rendements de l'expérience parfois supérieurs à ceux des bacheliers, cf. Beffy *et al.*, 2006). Comme on peut s'y attendre, l'effet désincitatif du RMI disparaît complètement lorsqu'on regarde une population encore plus large incluant tous ceux ayant au mieux le baccalauréat (Figures 3).

Tableau 1. Effet potentiel du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEPC

Fonction polynomiale de l'âge:	2004-05 (1)	2006-07 (2)	2008-09 (3)	2004-09 (4)	2004-09 # (5)	2010-11 (6)	Différence (6) - (5)
Quadratique	-0,051 *** (0,007)	-0,036 *** (0,009)	-0,019 (0,023)	-0,035 *** (0,009)	-0,029 *** (0,009)	-0,005 (0,009)	0,024 * (0,013)
Cubique	-0,036 *** (0,010)	-0,017 (0,012)	-0,006 (0,029)	-0,019 (0,012)	-0,020 * (0,011)	0,010 (0,012)	0,030 * (0,016)
Spline linéaire	-0,038 *** (0,009)	-0,020 * (0,011)	-0,002 (0,022)	-0,020 ** (0,010)	-0,017 * (0,009)	0,012 (0,010)	0,029 ** (0,014)
Spline quadratique	-0,035 *** (0,010)	-0,014 (0,011)	-0,001 (0,034)	-0,016 (0,014)	-0,019 * (0,011)	0,011 (0,014)	0,030 * (0,018)
Effet cohorte	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et * ; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$.
Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Tableau 2. Effet potentiel du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEP/CAP

Fonction polynomiale de l'âge:	2004-05 (1)	2006-07 (2)	2008-09 (3)	2004-09 (4)	2004-09 # (5)	2010-11 (6)	Différence (6) - (5)
Quadratique	-0,053 *** (0,009)	-0,034 *** (0,009)	-0,013 (0,023)	-0,033 *** (0,010)	-0,030 *** (0,008)	-0,028 *** (0,006)	0,003 (0,011)
Cubique	-0,025 *** (0,007)	-0,017 ** (0,008)	0,005 (0,030)	-0,012 (0,012)	-0,015 (0,010)	-0,021 ** (0,009)	-0,006 (0,013)
Spline linéaire	-0,034 *** (0,009)	-0,015 (0,010)	0,003 (0,022)	-0,015 (0,009)	-0,015 * (0,009)	-0,009 (0,010)	0,006 (0,013)
Spline quadratique	-0,018 ** (0,008)	-0,013 (0,008)	0,010 (0,035)	-0,007 (0,014)	-0,011 (0,011)	-0,017 * (0,009)	-0,006 (0,014)
Effet cohorte	Non	Non	Non	Non	Oui	Non	

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et * ; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$.
Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEP/CAP

Les résultats sont très proches si l'on se concentre sur les hommes seulement (Figures B6a-B7b en annexe B). Comme dans Bargain et Doorley (2011) cependant, l'effet disparaît lorsqu'on considère un groupe démographique plus large incluant non seulement les célibataires mais aussi les individus en couple sans enfant (voir Figure B1 dans l'annexe B) ou tous les types familiaux (Figure B2), ce qui inclut ceux avec enfant, donc éligibles au RMI même avant 25 ans.

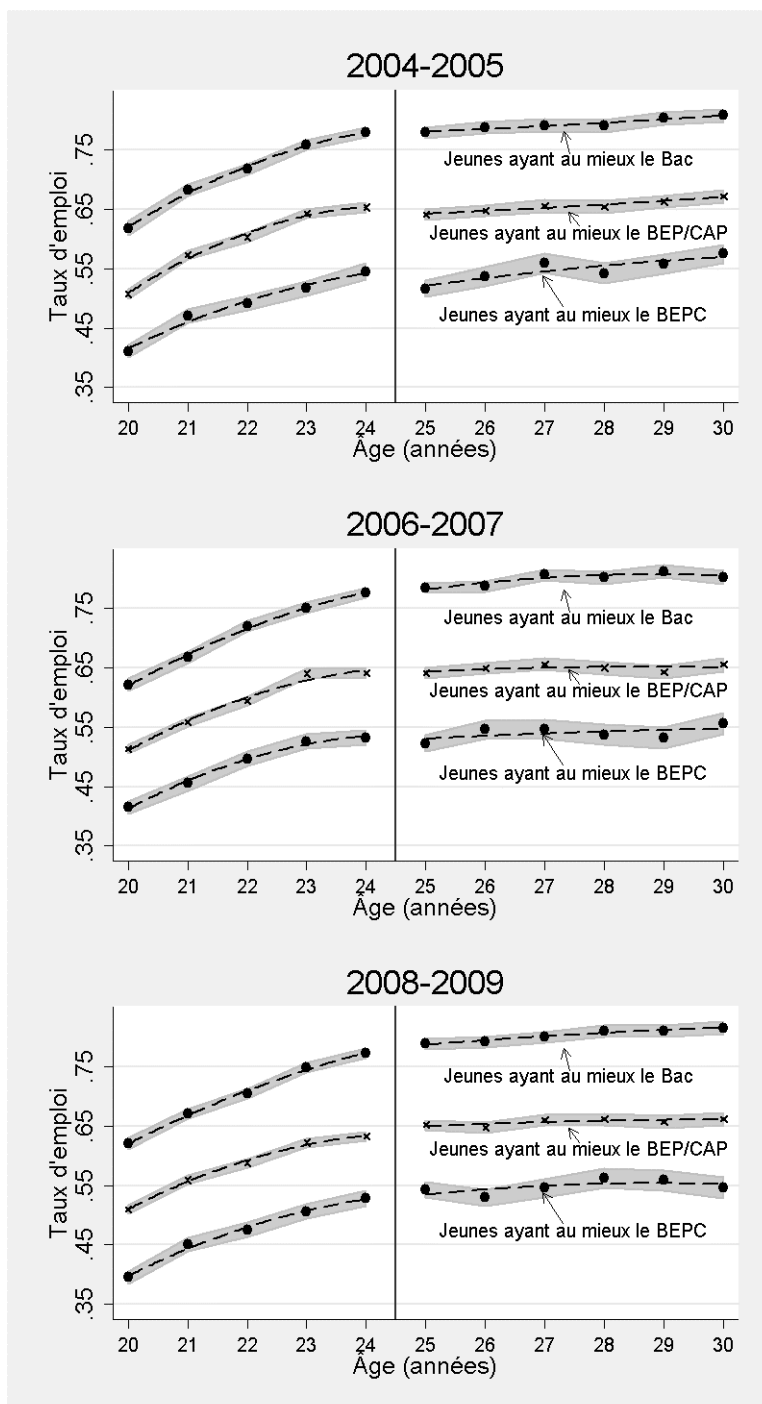
Jusqu'ici, nous avons commenté la rupture, ou l'absence de rupture, du niveau des taux d'emploi à 25 ans. Nous n'avons cependant pas commenté les pentes différentes de la série de taux d'emploi de part et d'autre du seuil de 25 ans. De manière générale, et quels que soient les niveaux de diplôme, les taux d'emploi progressent très rapidement en début de carrière professionnelle, avant de se stabiliser entre 30 et 40 ans. Cela conduit à un aplatissement progressif de la série des taux d'emploi selon l'âge. Pour les jeunes célibataires sans enfant, cet aplatissement semble se produire de manière assez brutale : l'emploi progresse assez rapidement jusqu'à 23, 24 ou 25 ans, puis la courbe d'emploi est plate par la suite, quel que soit le niveau de diplôme considéré (Figures 3 et B1 en annexe).

La question de savoir si cette rupture de tendance apparente a un lien avec le RMI ou le RSA pourrait se poser. Cette rupture pourrait par exemple correspondre à un effet désincitatif du RMI augmentant avec l'âge, bien qu'il soit difficile de trouver des justifications d'un tel phénomène (l'hypothèse du modèle (1)-(3) étant à l'inverse que l'effet est identique pour tous ceux ayant 25 ans ou plus²²). Deux éléments suggèrent que ce n'est pas le cas. D'abord, l'aplatissement de la courbe des taux d'emploi débute en général avant 25 ans, à 23 ans par exemple pour les jeunes ayant au maximum un BEP/CAP (Figure 3). De plus, quel que soit le niveau de diplôme considéré, le taux d'emploi continue à augmenter après 25 ans pour les jeunes ayant un conjoint ou des enfants (Figures B2 et B3). Ainsi, la courbe plate des taux d'emploi après 25 ans est probablement due au fait que les personnes ayant des difficultés professionnelles se mettent également moins souvent en couple, et ont donc moins souvent des enfants. Alternativement, les individus sans conjoint ou enfant pourraient être négativement sélectionnés sur le marché du travail (voir Bargain et Doorley, 2011, et Lemieux et Milligan, 2008, pour une discussion approfondie). Enfin, pour les jeunes célibataires sans enfants, la courbe des taux d'emploi par âge en 1982, avant la mise en place du RMI, admet également une rupture de tendance, avec un taux d'emploi constant à partir de 21 ans (Annexe D). Cette rupture plus précoce est le reflet de l'insertion plus rapide sur le marché du travail au début des années 1980, et d'un temps d'étude en général plus court, y compris pour les personnes peu ou non diplômés.

²² De plus, une explication en termes de trappe due à un gain au travail trop faible ne concorderait pas avec cette observation puisque les salaires potentiels augmentent avec l'âge, ce qui fait qu'on s'attendrait, en cas d'effet RMI hétérogène entre groupes d'âge, à un effet qui diminue avec l'âge et non l'inverse.

Pour résumer, l'effet désincitatif du RMI est circonscrit à une population très limitée au sein de notre champ de jeunes sans enfant (ceux ayant au mieux un BEP/CAP), et n'est pas observable sur l'ensemble de la période. Dans ces conditions, et puisque le RMI ne produit pas d'effet significatif sur l'emploi des jeunes à 25 ans, nous pouvons donc anticiper que le passage au RSA ne marquera pas d'effet « ré-incitatif » notable.

Figures 3 : Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI, 2004-2009



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Le léger effet désincitatif n'est plus repérable à partir de 2008, en particulier après l'instauration du RSA mi-2009

Dans la Figure 4, nous représentons le taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans, célibataires sans enfant et ayant au mieux le BEPC en comparant les années durant lesquelles le RMI est en vigueur (2004-2009) et celles durant lesquelles il a été remplacé par le RSA (2010 et 2011). Le premier graphique suggère un léger effet du RMI sur l'emploi, mis en évidence précédemment et essentiellement dû aux années 2004 et 2005. Le second graphique montre l'effet du RSA en 2010 et 2011. Étant donné que nous ne disposons que de deux années pour caractériser cet effet, les intervalles de confiance sont logiquement plus larges que dans le graphique du dessus. Il n'y a aucun effet négatif visible, c'est-à-dire aucune chute d'emploi à 25 ans causée par le RSA. En comparant les deux graphiques, on pourrait donc conclure que le RSA annule le (déjà) léger effet désincitatif lié au RMI. Ce constat semble confirmé par les régressions puisque l'effet du RSA sur l'emploi est significativement différent de celui du RMI, au moins au seuil de 10 % (tableau 1, dernière colonne). Cette conclusion n'est cependant pas très robuste – nous ne disposons que de deux années pour analyser le RSA – et n'est certainement pas généralisable aux jeunes ayant un diplôme, aussi faible soit-il. En effet, lorsque nous considérons le groupe plus large incluant ceux ayant un BEP/CAP, ce qui multiplie par 2,3 la taille de l'échantillon sélectionné, on ne voit alors ni effet négatif du RMI sur l'ensemble 2004-2009, ni effet négatif ou au contraire ré-incitatif du RSA par rapport au RMI en 2010 et 2011 (voir Figure 4 et trois dernières colonnes du tableau 2).

Le faible effet désincitatif du RMI est concentré sur l'emploi à temps partiel

En théorie, comme nous l'avons vu plus haut, le phénomène de trappe à inactivité induit par l'existence de minima sociaux devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel.

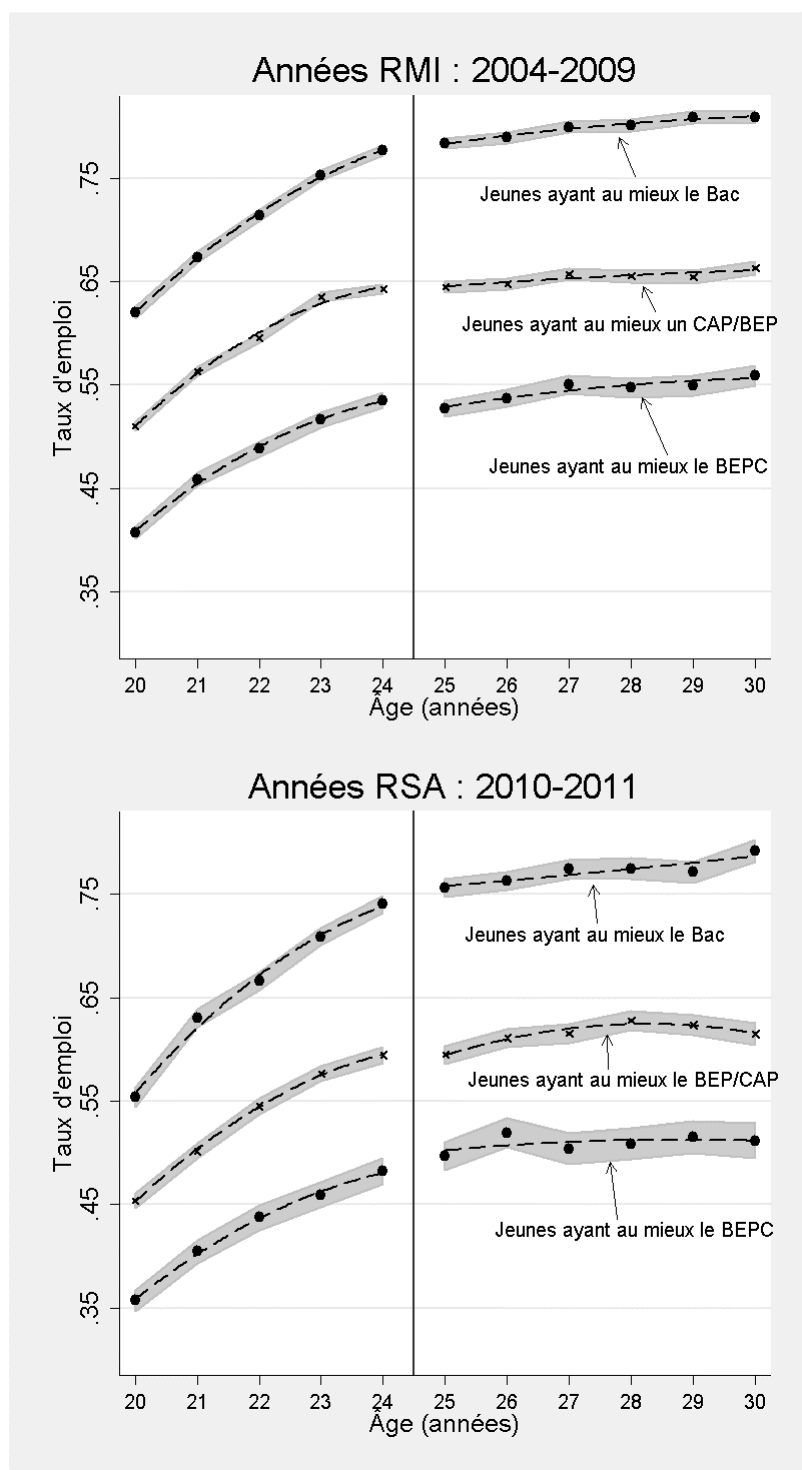
Dans cette section, nous examinons cette question empiriquement. La Figure 5 montre que la part des jeunes célibataires sans diplômes qui sont à temps partiel décroît légèrement avec l'âge, de 20 à 30 ans. On observe également une discontinuité assez forte à 25 ans, alors qu'on n'observe pas une telle discontinuité pour le taux d'emploi à temps plein (Figure B3). Lorsqu'on effectue une régression sur les discontinuités (Tableau 3) sur le temps partiel, on retrouve effectivement un effet significatif du passage à 25 ans sur les données regroupées 2004-09, que nous attribuons à l'existence du RMI. Curieusement, et contrairement aux prédictions théoriques (Figure 1), l'effet ne diminue pas avec le RSA. Dans le tableau B.1, il n'est cependant pas significatif pour toutes les spécifications (contrairement aux données regroupées des années RMI).

Tableau 3 : Effet Potentiel du RMI et du RSA sur le taux d'emploi à temps partiel des jeunes ayant au mieux le BEPC

Fonction polynomiale de l'âge:	2004-05 (1)	2006-07 (2)	2008-09 (3)	2004-09 # (4)	2010-11 (5)	Différence (5) - (4)
Quadratique	-0,013 * (0,008)	-0,018 *** (0,005)	-0,002 (0,007)	-0,010 *** (0,003)	-0,018 ** (0,007)	-0,008 (0,008)
Cubique	-0,018 (0,011)	-0,018 *** (0,006)	-0,008 (0,009)	-0,015 *** (0,004)	-0,006 (0,009)	0,009 (0,010)
Spline linéaire	-0,015 * (0,008)	-0,020 *** (0,006)	-0,002 (0,007)	-0,010 ** (0,004)	-0,018 ** (0,007)	-0,008 (0,008)
Spline quadratique	-0,016 (0,012)	-0,017 *** (0,005)	-0,007 (0,011)	-0,015 *** (0,005)	-0,001 (0,010)	0,014 (0,011)
Effet cohorte	Non	Non	Non	Oui	Non	

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et * ; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$.
Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Figures 4 : Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI (2004-2009) et RSA

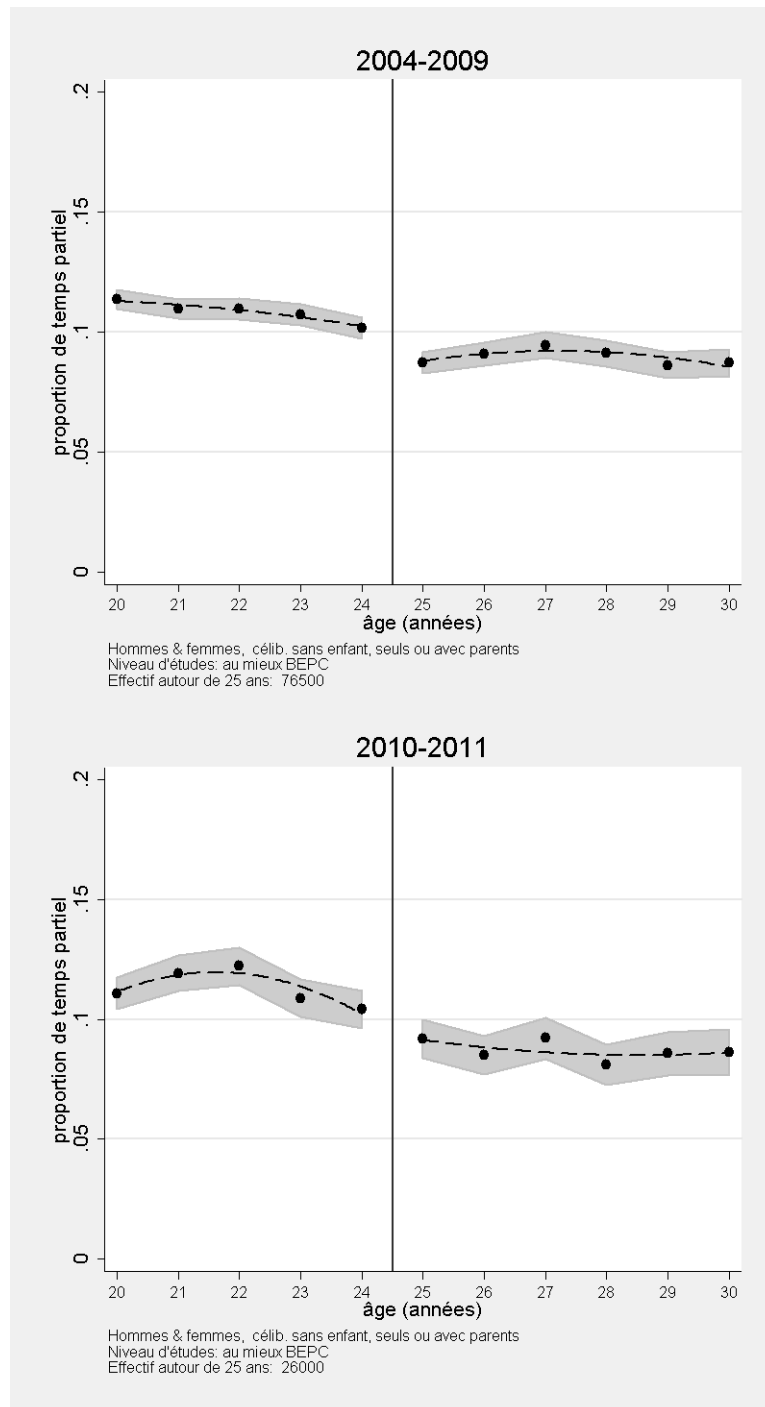


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures 5 : Proportion de personnes employées à temps partiel parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression de la proportion d'emploi à temps partiel sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.
Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.
Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Pas d'autres discontinuités visibles qui pourraient expliquer le résultat d'absence ou de très faible effet désincitatif

De manière générale, la méthode de régression par discontinuité peut ne pas repérer un effet qui existe (ou, à l'inverse, repérer un effet qui n'existe pas) dans au moins deux cas (Lee et Lemieux, 2010) : (i) si une autre discontinuité (institutionnelle ou comportementale) à 25 ans annule l'effet du RMI/RSA ; (ii) si les délais de réaction et d'adaptation des comportements des jeunes à la possibilité d'obtenir le RMI ou le RSA sont longs (qu'ils vont très au-delà de la première année - 25 ans).

Concernant le premier point, il n'existe pas de telle discontinuité en matière de taux d'emploi en contrats aidés²³ (Figure B4a, annexe B), en matière de parentalité (Figure B4b), ou en matière de taux de scolarisation (non représenté), comme le montrent les données des EAR. L'absence de discontinuité en matière de contrats aidés à 25 ans, représentée dans la Figure B4a, pourrait étonner les lecteurs qui pensent par exemple aux contrats emplois jeunes (réservés aux moins de 26 ans). Rappelons cependant que ceux-ci ont été mis en place en 1997 et ont été progressivement abandonnés à partir de 2002, tandis que la majeure partie des contrats aidés en vigueur dans la 2^{ème} partie des années 2000 (en dehors des contrats d'apprentissage ou du contrat jeune en entreprise), ne font plus explicitement référence à des critères d'âge. De plus, le seul seuil lié à l'âge existant dans la législation sur les contrats aidés correspond à 26 ans, de sorte qu'il est logique qu'on n'observe aucune discontinuité à 25 ans.

En regard du deuxième point, la Figure 2 montre que le nombre de jeunes au RSA atteint un pic à 25 et 26 ans (on observe le même phénomène pour le RMI). Ceci suggère que les jeunes ont une bonne connaissance du RMI/RSA et ajustent rapidement leurs comportements.

Au total, ces différents éléments suggèrent que le léger effet de trappe à inactivité que nous mettons en évidence dans ce document de travail n'est pas imputable à un autre phénomène que l'existence du RMI ou du RSA. Inversement, aucun phénomène évident ne semble conduire à une sous-estimation majeure de l'effet désincitatif au travail du RMI ou du RSA.

²³ La figure B4b fait apparaître une très légère discontinuité, en particulier en 2010-2011. Celle-ci est cependant très faible puisqu'elle correspond à moins de 0,5 % des jeunes. Par ailleurs, les EAR sous-estiment la proportion de personnes en contrats aidés, à l'instar de la plupart des enquêtes ménages, principalement en raison du fait que les personnes employées en contrat aidé n'en sont pas forcément conscientes.

Conclusion

L'effet désincitatif du RMI sur l'emploi des jeunes célibataires sans enfant autour de 25 ans pour la période 2004-09 semble très faible et circonscrit à une population spécifique (jeunes célibataires sans enfant et non diplômés). Selon les spécifications, entre 1,7 % et 2,9 % de ces jeunes seraient découragés de travailler en raison du RMI, ce qui représente seulement entre 2,0 % et 3,4 % des jeunes allocataires du RMI de 25 ans, célibataires et sans enfant²⁴. Ceci confirme les résultats de Bargain et Doorley (2011) pour l'année 1999. De plus, l'effet du RMI disparaît au cours des quelques années précédant l'introduction du RSA, caractérisées par une baisse soudaine du chômage puis par la crise économique de 2008-09. Logiquement, nous n'observons donc pas d'effet « ré-incitatif » majeur imputable au passage au RSA.

Les raisons pour lesquelles le phénomène de trappe à inactivité peut être faible sont bien connues (Deroyon et al., 2008, Fabre et Vicard, 2009). Entre autres, l'accès à l'emploi peut être perçu comme une norme sociale à atteindre, même si les gains financiers qu'il procure sont faibles. De surcroît, la plupart des chômeurs recherchent un emploi à temps plein, alors que le RMI ou le RSA jouent surtout sur l'arbitrage entre emploi à temps partiel et inactivité. Enfin, de faibles gains au travail à court terme peuvent être compensés par des gains à plus long terme que procure l'augmentation du capital humain lié à l'expérience professionnelle, une possible baisse des coûts futurs de recherche d'emploi et une amélioration des conditions futures d'emploi (salaire notamment).

Rappelons que l'analyse présentée dans ce document de travail, quoique robuste à différents tests de sensibilité (annexe C), repose sur une hypothèse forte et non vérifiable, *i.e.* la continuité de la relation entre âge et emploi. Les conclusions de l'analyse étant liées à la validité de cette hypothèse, elles sont en tout état de cause moins probantes que ne le seraient les résultats d'une expérimentation aléatoire portant par exemple sur une extension du RSA jeunes, seule à même, si elle était bien menée, de conduire à des résultats ne dépendant pas d'hypothèses sur les effets d'une éventuelle réforme.

Enfin, nos résultats ne sont pas extrapolables à d'autres groupes démographiques (notamment les mères célibataires dont les coûts au travail sont élevés et qui sont donc plus susceptibles d'être affectées par les minima sociaux). Comme l'indiquent Gurgand et Margolis (2008), l'effet désincitatif du RMI ou du RSA est probablement plus fort au sein du deuxième plus grand groupe d'allocataires, celui des mères célibataires.

²⁴ En effet, selon nos estimations issues de l'EAR de 2008, environ 27 000 jeunes de 25 ans sont sans diplôme (ayant au mieux le BEPC) et célibataires sans enfant, tandis que, selon les données de la Cnaf, toujours fin 2008, près de 23 000 jeunes célibataires sans enfant de 25 ans étaient allocataires du RMI.

Références

- Anne D. et Y. L'Horty (2002) : « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, n°357-358.
- Bargain O. (2004) : « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, 88, pp 59-87.
- Bargain O. et I. Terraz (2003) : « Evaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi », *Économie et Prévision*, 160/161, pp121-148.
- Bargain O. et K. Doorley (2011) : "Caught in the Trap? The Disincentive Effect of Social Assistance", IZA DP No. 429, 2009, et *Journal of Public Economics*, 95(9-10), pp 1096-1110.
- Beffy M., M. Buchinsky, D. Fougère, T. Kamionka et F. Kramarz (2006) : "The Returns to Seniority in France (and Why Are They Lower than in the United States?)", IZA DP No. 1935
- Blundell R. et T. MaCurdy (1999) : "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A. Ashenfelter and Card Eds.
- Blundell R.W., A. Duncan, J. McCrae et C. Meghir (2000) : "The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit", *Fiscal Studies*, 21, 1, pp 75-103.
- Bourguignon F. (1997) : *Fiscalité et redistribution*, Conseil d'Analyse Économique report, La Documentation Française.
- Briard P. et O. Sautory (2012) : « Évaluation de l'impact du Revenu de Solidarité Active (RSA) sur l'offre de travail », Document de travail DARES, n°171, mars.
- Carbonnier C. (2008) : "Spouse labor supply: fiscal incentive and income effect, evidence from French fully joint income tax system", working paper THEMA
- Cochard M., Junod-Mesqui B., Arnaud F. et Vermare S. (2008) : « Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile », *Économie et Statistique* n°412 pp 57-80
- Comité national d'évaluation du rSa, 2011, Rapport Final (http://www.solidarite.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_RSA_15dec2011_vf-2.pdf)
- Danzin É., V. Simonnet et D. Trancard (2012) : « Les effets du RSA sur le taux de retour à l'emploi des bénéficiaires », Rapport de recherche du Centre d'Étude de l'Emploi n 73 (rapport pour le Comité national d'évaluation du RSA).
- Davie E. et M. Mazuy (2010) : "Women's Fertility and Educational Level in France: Evidence from the Annual Census Surveys", *Population-E*, 65 (3), pp 415-450
- Deroyon T., M. Hennion, G. Maigne et L. Ricroch (2008) : « L'influence des incitations financières sur le retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI », in *RMI, l'état des lieux, 1988-2008*, sous la direction de Lelièvre M. et Nauze-Fichet E.
- Fabre V. et A. Vicard (2009) : « Que faut-il faire pour aider les allocataires du RMI à retrouver un emploi ? Le point de vue des bénéficiaires », *Premières Synthèses*, n°2009-27.2, Dares
- Gauthier S. (2008) : Assistance et emploi : Les allocataires du RMI face aux politiques de l'emploi, *Economica*, également en document de travail CREST 2008-01.
- González L. (2008) : "Single mothers, welfare, and incentives to work", *LABOUR* 22 (3) pp 447-468
- Gurgand M. et D. Margolis (2008) : "Does work pay in France? Monetary incentives, hours constraints, and the guaranteed minimum income", *Journal of Public Economics*, 92, pp 1669-1697
- Hagneré C. and A. Trannoy (2001) : « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Économie et Statistique*, 346-347, 6-7, pp 161-185
- Hahn J., W. van der Klaauw et P. Todd (2001) : "Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design", *Econometrica* 69, pp 201-209.
- Horusitzky P., K. Julienne et M. Lelièvre (2006) : « Un panorama des minima sociaux en Europe », *Études et Résultats*, DREES, n°464.

- Imbens G. et T. Lemieux (2008) : "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 142 (2), pp615-635.
- Laroque G. et B. Salanié (2002) : "Labour market institutions and employment in France", *Journal of Applied Econometrics*, 17, pp 25-48
- Laurent T. et Y. L'Horty (2000) : « Réforme du RMI et incitations à l'emploi, une mise en perspective », *Document de travail*, Centre d'études des politiques économiques (EPEE), Université d'Évry, mai.
- Lee D.S. et D. Card (2008) : "Regression discontinuity inference with specification error", *Journal of Econometrics*, 142(2), pp 655-674
- Lee D.S et T. Lemieux (2010) : "Regression discontinuity designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 48, pp 281-355
- Lelièvre M. et E. Nauze-Fichet (2008) : *RMI, l'état des lieux: 1988-2008* (Ed. La Découverte, 2008).
- Lemieux T. et K. Milligan (2008) : "Incentive effects of social assistance: a regression discontinuity approach", *Journal of Econometrics*, 142(2), pp 807-828
- Mongin P. (2008) : « Sur le Revenu de Solidarité Active », *Revue d'Economie Politique*, 118(4)
- Piketty T. (1998) : « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision* 132/133, pp 1-35
- Piketty T. (2005) : « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France, 1982-2002 ». In : Lefèvre, Cécile (Ed.), *Histoires de familles, histoires familiales*, Les Cahiers de l'INED, vol. 156, pp 79-109
- Scholz J. K. et K. Levine (2001) : "The evolution of income support policy", in *Understanding Poverty*, Danziger and Haveman (eds.), Harvard University Press and Russell Sage
- Stancanelli E. (2008) : "Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women", *Journal of Public Economics*, 92, 10-11, 2036-47.
- Wasmer E. et M. Chemin (2011) : "Ex-ante and ex-post evaluation of the 1989 French welfare reform using a natural experiment: the 1908 social laws in Alsace-Moselle", working paper.

Annexe A : Représentativité de l'EAR depuis 2004

Depuis 2004, les enquêtes annuelles de recensement (EAR) ont pris le relais des recensements exhaustifs (le dernier recensement exhaustif date de 1999 : il servait de base à l'étude de Bargain et Doorley, 2011). Dans le cadre des EAR, la méthodologie d'enquête diffère selon la taille des communes. Un cinquième des communes de moins de 10 000 habitants réalisent chaque année une enquête de recensement portant sur toute leur population, de sorte qu'au bout d'une période de cinq ans, toutes les communes de moins de 10 000 habitants auront recensé l'ensemble de leurs habitants. Les communes de 10 000 habitants ou plus réalisent tous les ans une enquête par sondage auprès d'un échantillon de logements représentant 8 % de leur population. Un logement dans une ville de moins de 10 000 habitants a donc une probabilité plus grande d'être enquêté qu'un logement dans une ville de plus de 10 000 habitants. Un système de poids (égaux à l'inverse de la probabilité de tirage) permet de tenir compte de cette différence de traitement.

Ainsi chaque année, on dispose d'un échantillon représentatif de la population des communes françaises, mais chaque logement n'est enquêté qu'au maximum tous les cinq ans. Un cycle d'EAR dure ainsi 5 ans : ce n'est qu'au bout de ce cycle que l'on peut obtenir des informations sur l'ensemble des communes françaises. Cela peut poser problème lorsque l'on souhaite obtenir des résultats annuels à partir des EAR à un niveau fin (par exemple au niveau départemental) ; ce n'est pas le cas lorsque l'on s'intéresse à des résultats annuels au niveau régional ou national (comme c'est le cas dans le présent document de travail), puisque le plan de sondage stratifié permet d'assurer leur caractère représentatif.

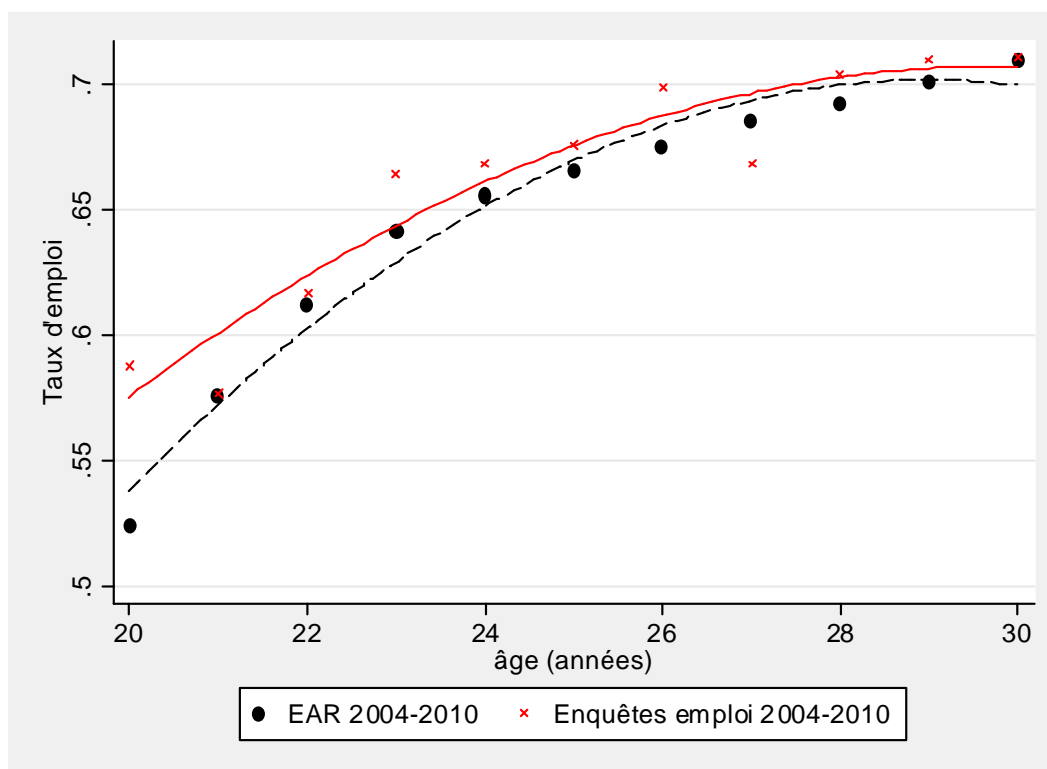
Toutefois, pour des raisons de difficultés de collecte, le plan de sondage n'assure pas une représentativité annuelle des personnes vivant en collectivités - foyers, résidences universitaires, maisons de retraite, etc. (celle-ci est en revanche assurée sur un cycle de 5 enquêtes). Pour cette raison, nous retenons dans ce document de travail les ménages dits « ordinaires », c'est-à-dire ceux qui vivent en dehors des collectivités.

Par ailleurs, dans le cadre de ce document de travail, nous utilisons principalement des variables relatives à l'emploi. La formulation des questions relatives à l'emploi et au chômage a été révisée dans les EAR (par rapport aux recensements exhaustifs) pour se rapprocher de celles qui permettent d'établir le statut d'activité au sens du BIT dans les enquêtes emploi en continu (EEC)²⁵. Toutefois, un certain écart demeure entre les chiffres issus des EAR et des EEC, qui se traduit par exemple par un différentiel entre le taux d'emploi moyen calculé dans ces deux sources. Dans ce domaine, il est conseillé de raisonner, comme pour les recensements précédents, en structure ou en positionnement relatif, aussi bien à une date donnée qu'en évolution. C'est l'approche que nous retenons dans ce document de travail, puisque nous comparons les taux d'emploi des jeunes de différents âges. La figure A.1 compare les taux d'emploi par âge issus des enquêtes emploi d'une part et des enquêtes annuelles de recensement d'autre part, entre 2004 et 2010. Ils sont calculés pour les jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants. Les taux d'emploi issus des enquêtes emploi sont systématiquement supérieurs à ceux issus des EAR, mais cet écart est très faible à partir de 22 ans. Par ailleurs, les taux d'emploi calculés avec les enquêtes emploi sont assez bruités, reflet de leur taille d'échantillon plus faible, ce qui rendrait leur utilisation problématique dans le cadre d'une étude utilisant la méthode de régression sur les discontinuités.

Enfin, plusieurs concepts d'âge sont disponibles dans les EAR (âge atteint au cours de l'année et âge révolu). Nous utilisons l'âge révolu au moment de l'enquête.

²⁵ Plus exactement, la variable que nous avons retenue, intitulée SITRAV_X, correspond au fait de travailler ou non (y compris apprentissage) au moment de l'enquête.

Figure A.1 : Taux d'emploi : comparaison entre les EAR et l'enquête Emploi



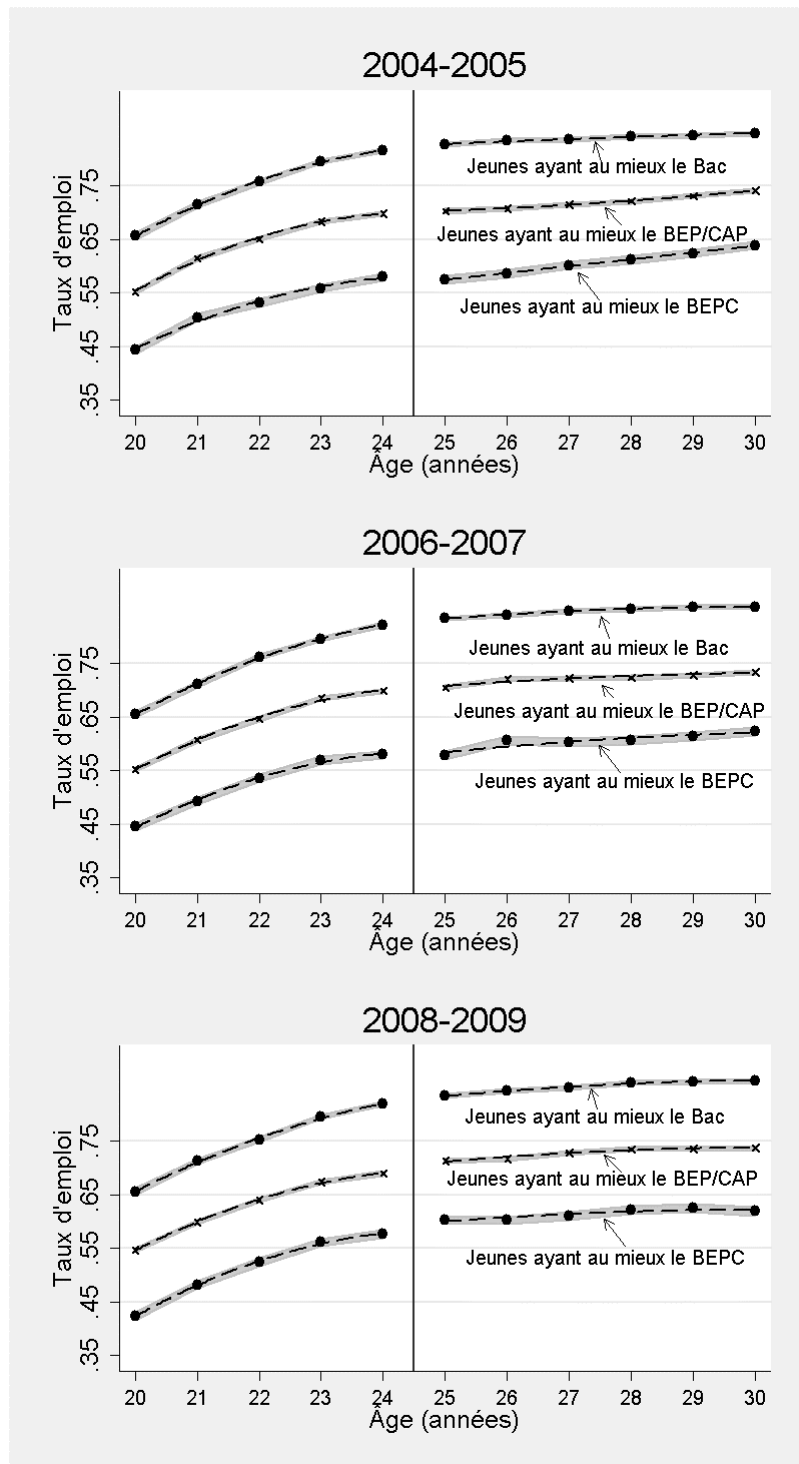
Note : les courbes en traits pointillés et pleins représentent la relation obtenue entre le taux d'emploi et l'âge en régressant le taux d'emploi sur l'âge (en niveau et au carré), respectivement dans les EAR et les enquêtes Emploi.

Champ : jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants ; pour les enquêtes Emploi, seuls les premier et quatrième trimestres d'enquête sont inclus, pour se rapprocher de la période d'enquête des EAR (centrée sur le mois de janvier de chaque année).

Annexe B : Résultats complémentaires

1. Résultats sur les jeunes en couple et avec enfants

Figures B1a : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI, 2004-2009 (sans enfant)

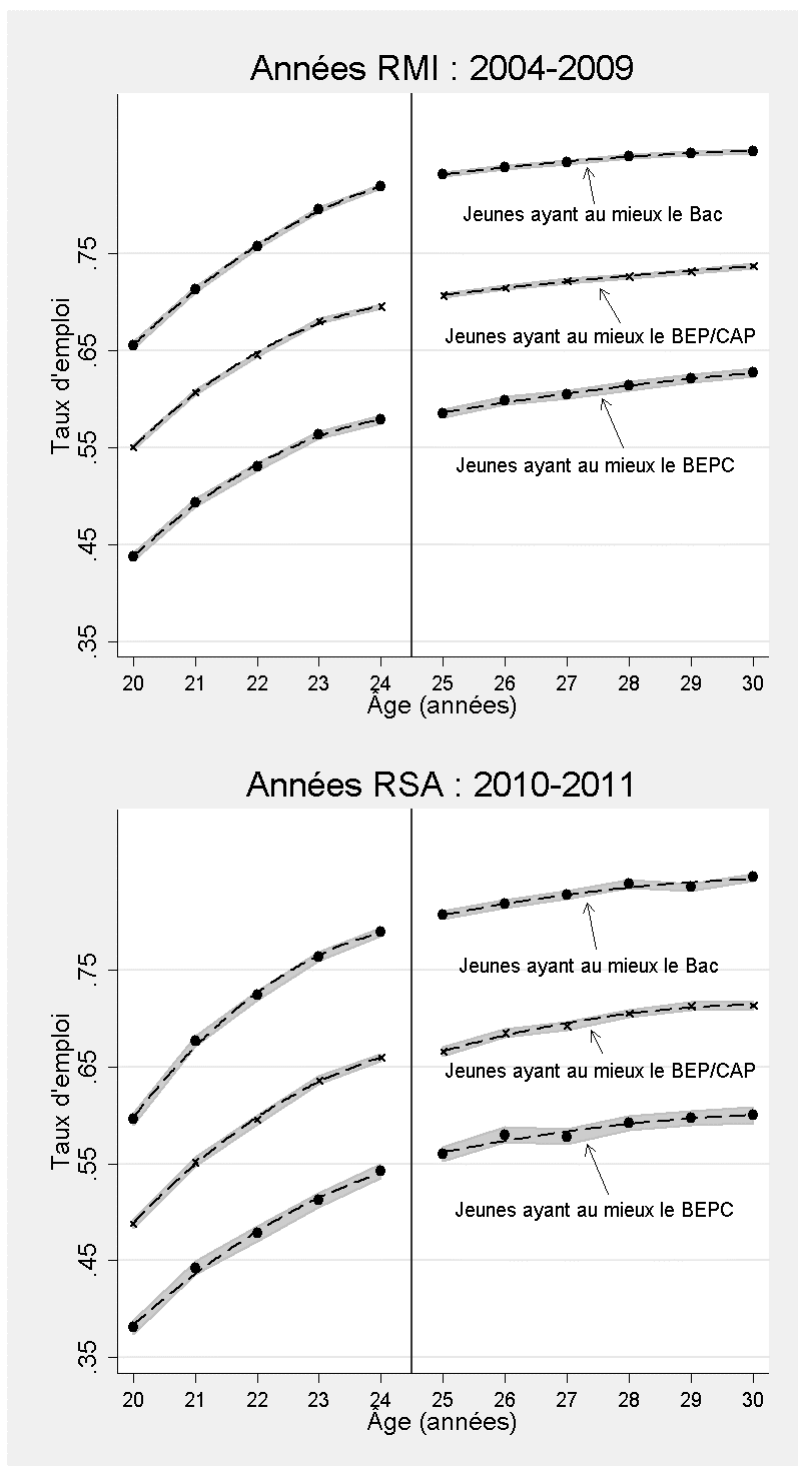


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes sans enfant, célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B1b : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (sans enfant)

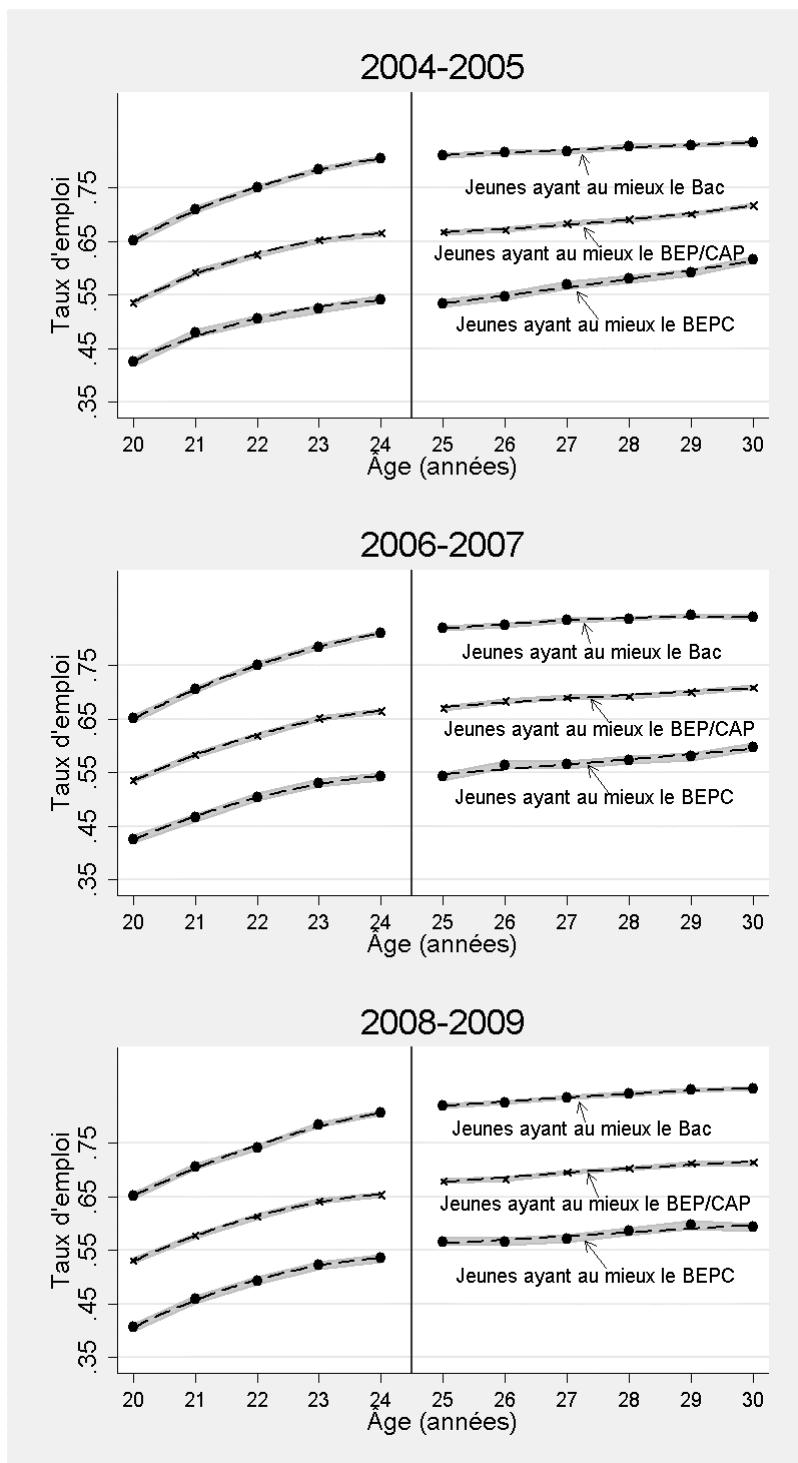


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes sans enfant, célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B2a : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI, 2004-2009
(tous types familiaux)

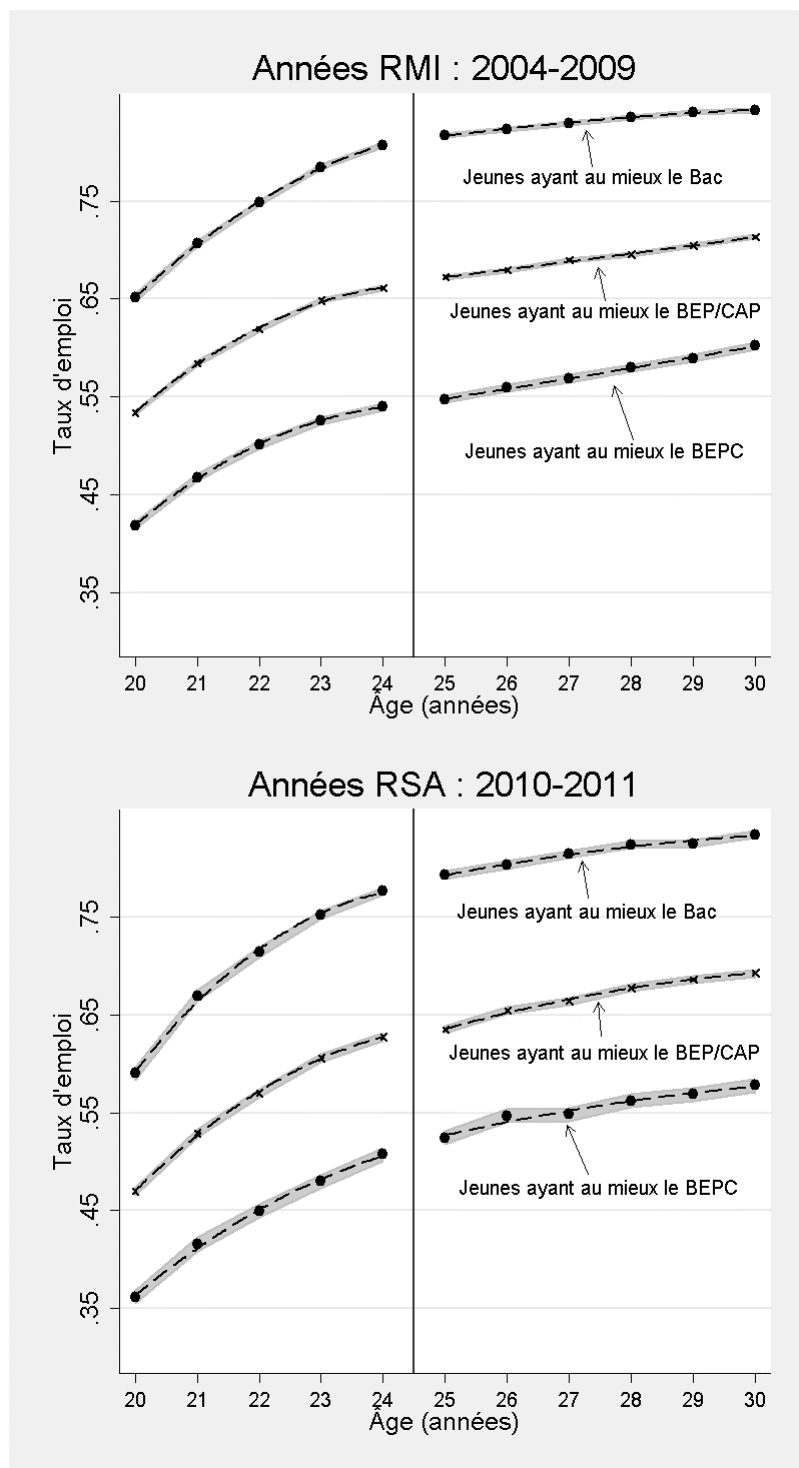


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes avec ou sans enfant(s), célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B2b : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (tous types familiaux)



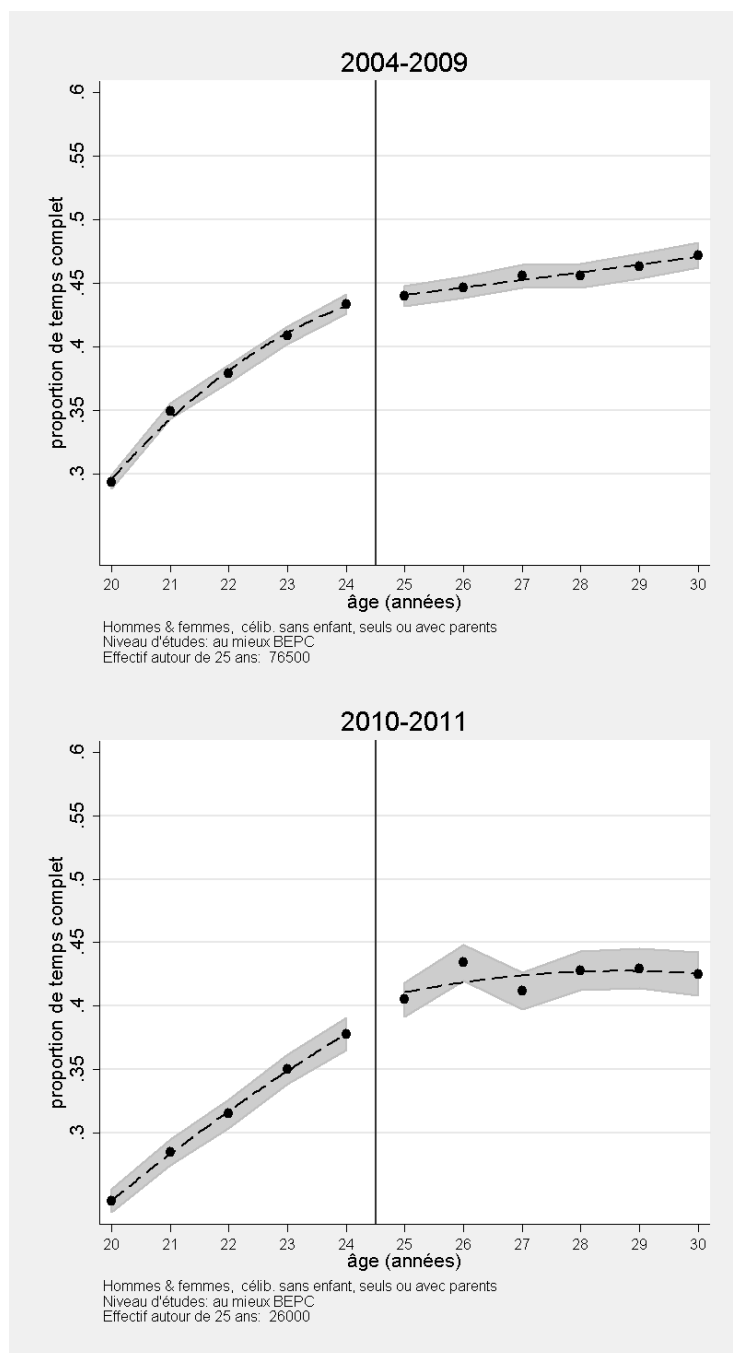
Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes avec ou sans enfant(s), célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

2. Résultats sur la proportion d'emplois à temps complet

Figures B3 : Proportion de personnes employées à temps complet parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



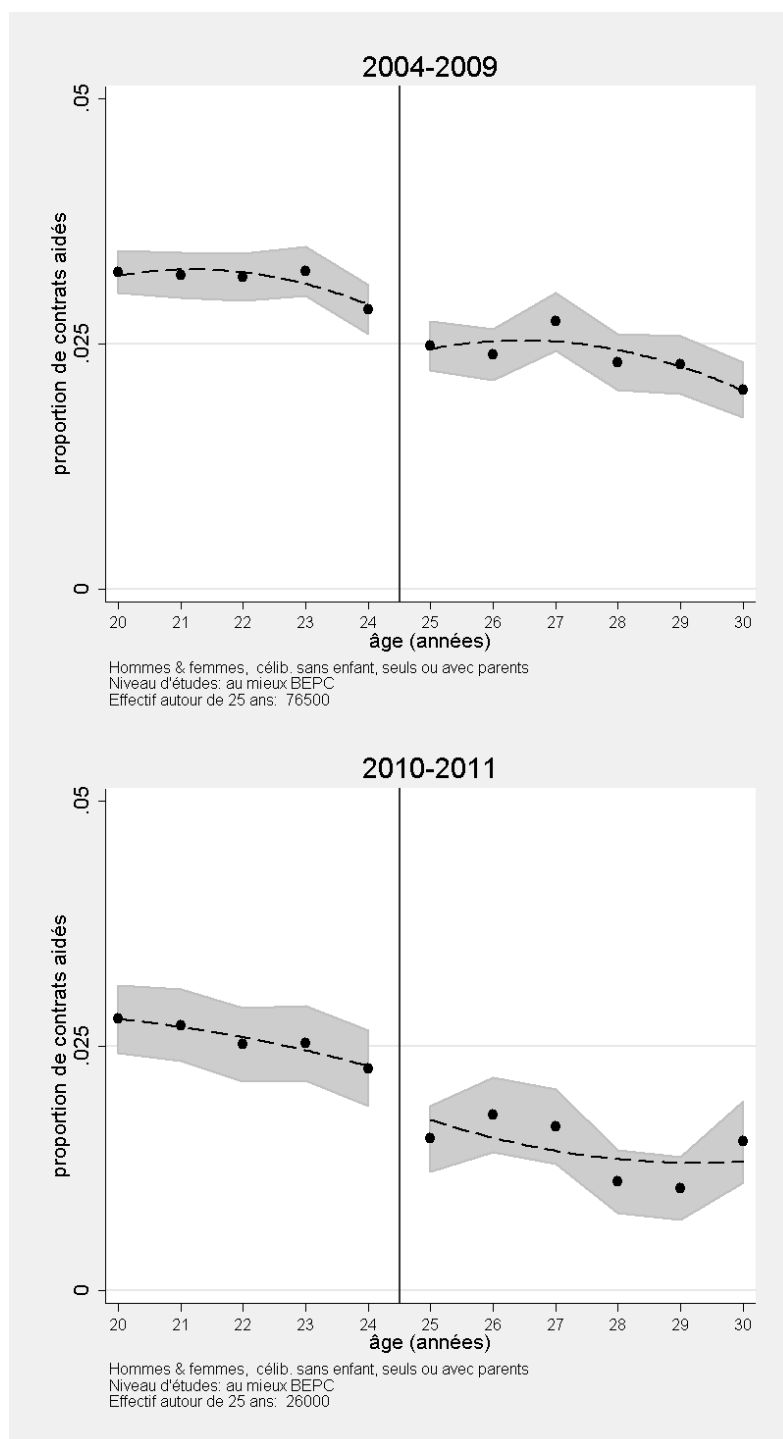
Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression de la proportion d'emploi à temps partiel sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

3. Absence d'autres discontinuités à 25 ans

Figures B4a : Taux d'emploi en contrats aidés (hors apprentissage)

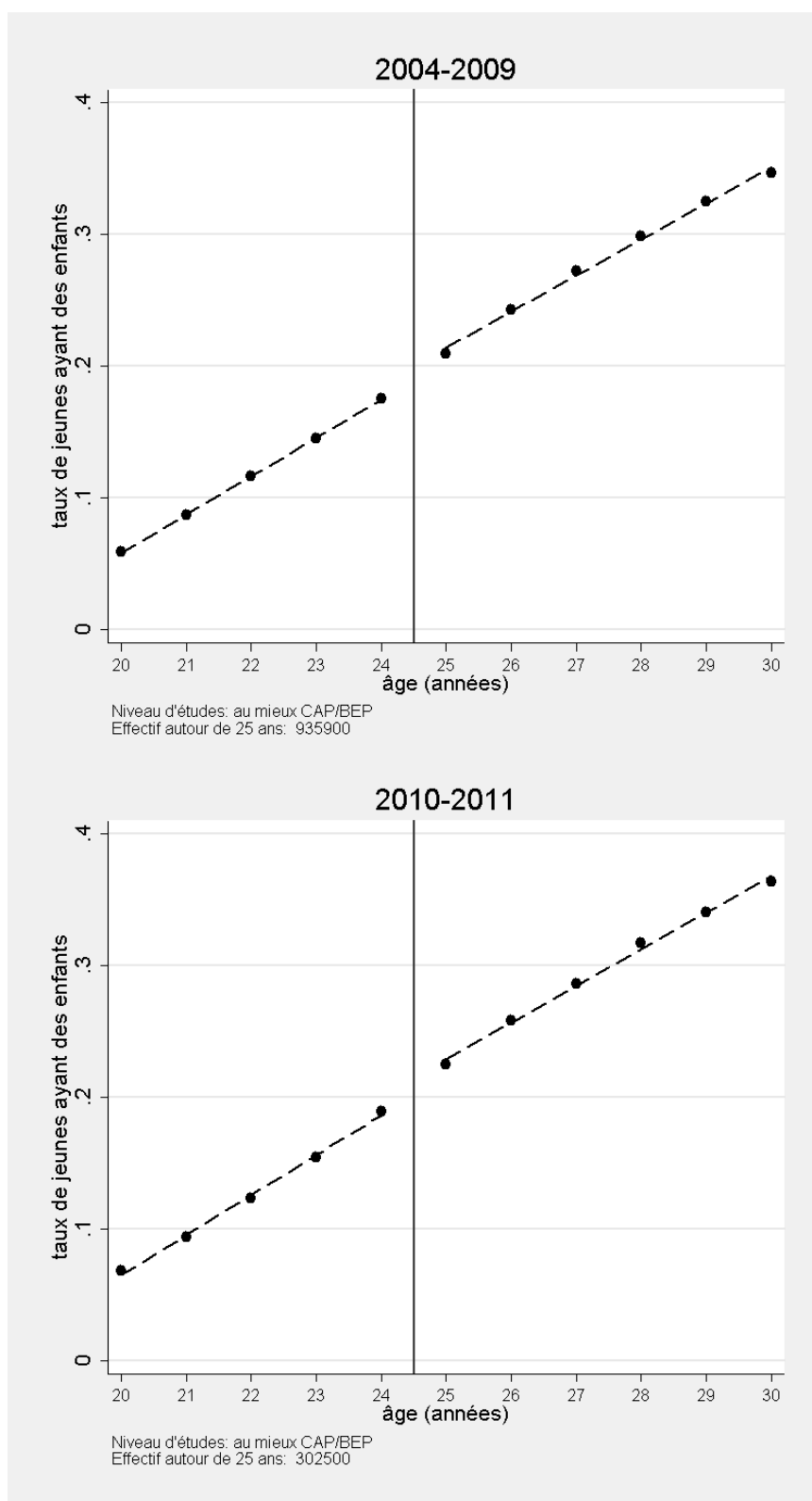


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi en contrats aidés sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B4b : Proportion de jeunes ayant des enfants

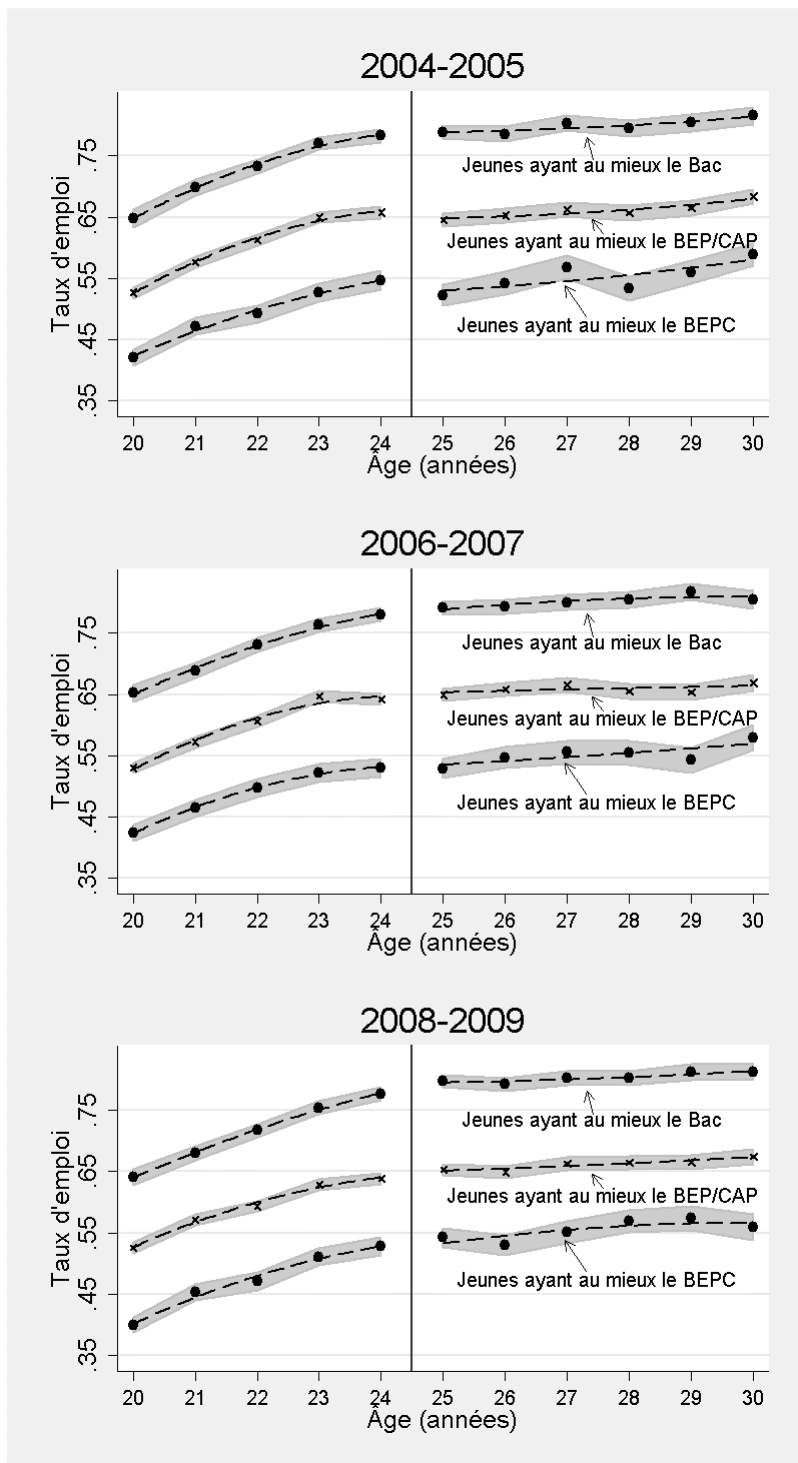


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression de la proportion de Jeunes ayant un enfant sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.
 Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEP/CAP.
 Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

4. Principaux résultats sur les hommes seuls

Les graphiques suivants reproduisent les Figures 3-4 pour les hommes seulement.

Figures B5 : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI, 2004-2009 (hommes)

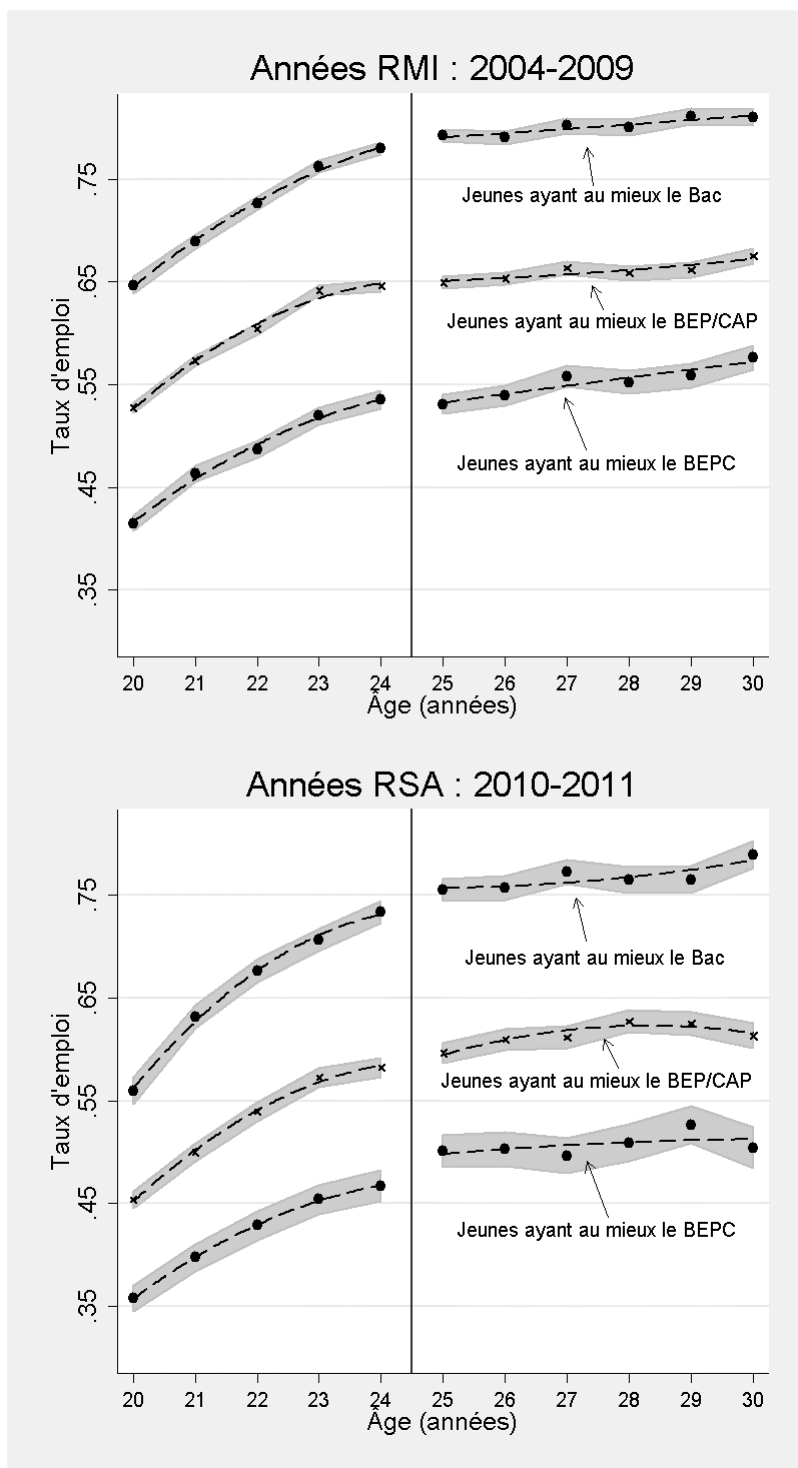


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Figures B6 : Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI (2004-2009) et RSA (hommes)



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs

Annexe C : Tests de robustesse

Cette annexe présente brièvement les tests de robustesse que nous avons réalisés afin de nous assurer de l'invariabilité des principaux résultats de ce document de travail à divers paramètres de modélisation. Le tableau 1 montre déjà que les résultats des régressions par discontinuité sont peu sensibles à la forme fonctionnelle retenue pour l'effet de l'âge sur l'emploi (quadratique, cubique, splines linéaires et quadratiques). Nous effectuons ici deux autres tests qui attestent de la robustesse de nos résultats.

Le premier consiste à faire varier la « fenêtre d'observation » autour de la discontinuité qui nous intéresse (25 ans) : nous effectuons donc l'analyse sur les jeunes de 18 à 31 ans, de 20 à 30 ans (*i.e.* la fenêtre retenue dans la modélisation principale), et de 22 à 27 ans (Tableau C.1). Les estimateurs ponctuels demeurent dans le même intervalle que dans l'estimation principale, c'est-à-dire entre -1,0 et -4,1. Les effets ne sont plus significatifs quand l'échantillon se réduit du fait d'un intervalle plus petit (22-27 ans).

Tab C.1: Effets potentiels du RMI /RSA : variation de l'intervalle d'âge

Intervalle d'âge:	Fonction polynomiale de l'âge:	2004-09	2010-11	Différence
20 - 30	Quadratique	-0,029 *** (0,009)	-0,005 (0,009)	0,024 * (0,013)
	Cubique	-0,020 * (0,011)	0,010 (0,012)	0,030 * (0,016)
	Spline linéaire	-0,017 * (0,009)	0,012 (0,010)	0,029 ** (0,014)
	Spline quadratique	-0,019 * (0,011)	0,011 (0,014)	0,030 * (0,018)
18 - 31	Quadratique	-0,041 *** (0,009)	-0,025 ** (0,012)	0,015 (0,015)
	Cubique	-0,017 * (0,009)	0,015 (0,010)	0,032 ** (0,013)
	Spline linéaire	-0,028 *** (0,010)	-0,010 (0,017)	0,018 (0,020)
	Spline quadratique	-0,010 (0,010)	0,022 ** (0,011)	0,033 ** (0,015)
22 - 27	Quadratique	-0,020 ** (0,010)	0,007 (0,014)	0,027 (0,017)
	Cubique	-0,026 (0,016)	0,003 (0,017)	0,029 (0,023)
	Spline linéaire	-0,014 (0,011)	0,020 (0,012)	0,033 ** (0,016)
	Spline quadratique	-0,025 (0,016)	-0,002 (0,021)	0,023 (0,026)
	Effet cohorte	Oui	Non	

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et * ; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$.
Champ : célibataires sans enfant, ayant au mieux le BEPC

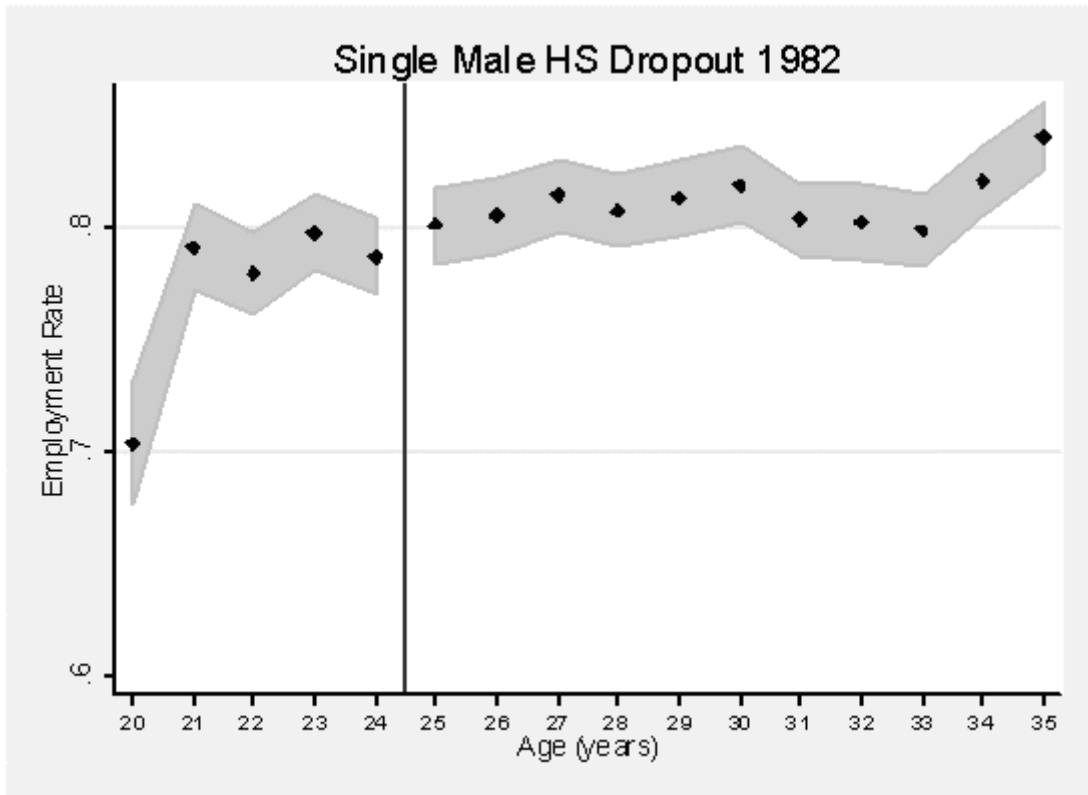
Le second test consiste à introduire un effet année pour contrôler de la conjoncture courante (tableau C.2).

Tab C.2: Effets potentiels du RMI /RSA : effets cohorte et effets années

BEPC au mieux			
	2004-09	2004-09	2004-09
Effet cohorte	Non	Oui	Non
Effet année	Non	Non	Oui
Quadratique	-0,035 *** (0,009)	-0,029 *** (0,009)	-0,035 *** (0,006)
Cubique	-0,019 (0,012)	-0,020 * (0,011)	-0,019 ** (0,008)
Spline linéaire	-0,020 ** (0,010)	-0,017 * (0,009)	-0,019 *** (0,007)
Spline quadratique	-0,016 (0,014)	-0,019 * (0,011)	-0,016 * (0,009)

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et * ; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle (2) pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\bullet)$.
 Champ : célibataires sans enfant, ayant au mieux le BEPC

Annexe D : Taux d'emploi des jeunes célibataires sans diplôme, en 1982, avant la mise en place du RMI



Champ : Hommes, célibataires sans enfant, vivant seuls, ayant au mieux BEPC.

Source : recensement exhaustif de la population de 1982, au 1/4 ; calcul des auteurs.

Annexe E : Questionnaire individu de l'enquête annuelle de recensement



Recensement de la population - 2010 Bulletin individuel



Exemple : DUPAS, épouse MAURIN

Nom : _____
Prénom : _____
Adresse : _____

Cadre à remplir par l'agent recenseur
_____ commune
dépt [] [] commune [] []

1 Sexe Masculin 1 Féminin 2

2 Date et lieu de naissance
Né(e) le : [] [] [] [] [] []
jour mois année
à : _____
commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
département n° DOM pays pour l'étranger, territoire pour les TOM
Si vous êtes né(e) à l'étranger, en quelle année êtes-vous arrivé(e) en France ? [] [] [] []
année

3 Quelle est votre nationalité ?

- Française
 - Vous êtes né(e) français(e)..... 1
 - Vous êtes devenu(e) français(e) (par exemple : par naturalisation, par déclaration, à votre majorité) 2
 Indiquez votre nationalité à la naissance : _____
- Étrangère 3
Indiquez votre nationalité : _____

4 Êtes-vous inscrit(e) dans un établissement d'enseignement pour l'année scolaire en cours ?
Y compris apprentissage ou études supérieures.
Oui 1 Non 2
Si oui, où est situé cet établissement d'enseignement ?
• Dans la commune où vous résidez ou dans le même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) 1
• Dans une autre commune (ou un autre arrondissement) 2
Indiquez cette autre commune : _____
commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) département n° DOM

5 Où habitez-vous le 1^{er} janvier 2005 ?
Les enfants nés après cette date ne sont pas concernés.

- Dans le même logement que maintenant 1
- Dans un autre logement de la même commune (ou du même arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) 2
- Dans une autre commune (ou un autre arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille) 3
Indiquez cette autre commune : _____
commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
département n° DOM pays pour l'étranger, territoire pour les TOM

6 La suite du questionnaire s'adresse aux personnes de 14 ans ou plus.

7 Vivez-vous en couple ? Oui 1 Non 2

8 Quel est votre état matrimonial légal ?

- Célibataire (jamais légalement marié(e))..... 1
- Marié(e) (ou séparé(e) mais non divorcé(e)) 2
- Veuf, veuve 3
- Divorcé(e) 4

9 Quel(s) diplôme(s) avez-vous ?

- Vous n'avez pas été scolarisé(e) 01
- Aucun diplôme mais scolarité jusqu'en école primaire ou au collège 02
- Aucun diplôme mais scolarité au-delà du collège 03
- CEP (certificat d'études primaires) 11
- BEPC, brevet élémentaire, brevet des collèges 12
- CAP, brevet de compagnon 13
- BEP 14
- Baccalauréat général, brevet supérieur 15
- Baccalauréat technologique ou professionnel, brevet professionnel ou de technicien, BEA, BEC, BEI, BEH, capacité en droit 16
- Diplôme de 1^{er} cycle universitaire, BTS, DUT, diplôme des professions sociales ou de la santé, d'infirmier(ère) 17
- Diplôme de 2^e ou 3^e cycle universitaire (y compris médecine, pharmacie, dentaire), diplôme d'ingénieur, d'une grande école, doctorat, etc. . 18

10 Quelle est votre situation principale ?
Ne cochez qu'une seule case.

- Emploi (salarié ou à votre compte, y compris aide d'une personne dans son travail)
⇒ cochez puis passez en 17 1
- Apprentissage sous contrat ou stage rémunéré
⇒ cochez puis passez en 17 2
- Études (élève, étudiant) ou stage non rémunéré 3
- Chômage (inscrit ou non à l'ANPE) 4
- Retraite ou préretraite (ancien salarié ou ancien indépendant) 5
- Femme ou homme au foyer 6
- Autre situation 7

11 Travaillez-vous actuellement ?
Si vous avez un emploi occasionnel ou de très courte durée, ou si vous êtes en apprentissage ou en stage rémunéré, cochez « Oui ».
Si vous êtes en congé maladie ou de maternité, cochez « Oui ».

- Oui ⇒ cochez puis passez en 17 1
- Non ⇒ cochez puis passez en 12 2

Continuez page suivante et n'oubliez pas de signer →

12 Si vous ne travaillez pas actuellement, répondez aux questions **13** à **16**.

13 Avez-vous déjà travaillé ?

- Oui 1
- Non => cochez puis passez à la question **16** 2

14 Étiez-vous :

- salarié(e) ou stagiaire rémunéré ? 1
- indépendant ou à votre compte ? 2
- Vous aidiez une personne dans son travail sans être rémunéré(e) 3

15 Quelle était votre profession principale ?
.....

16 Cherchez-vous un emploi ?

- Oui, depuis moins d'un an 1
- Oui, depuis un an ou plus 2
- Non 3

17 La suite du questionnaire s'adresse aux personnes qui travaillent actuellement.
*Si vous exercez plusieurs emplois, décrivez uniquement votre emploi principal aux questions **18** à **30**.*

18 Quel est le nom de l'établissement qui vous emploie ou que vous dirigez ?
*Si vous êtes **intérimaire**, précisez le nom de l'établissement où vous faites votre mission. Si vous êtes à **votre compte**, inscrivez le nom de l'entreprise ou votre nom.*
.....

19 Quelle est l'activité de cet établissement ?
*Soyez très précis (par exemple : « RÉPARATION AUTOMOBILE »).
S'il s'agit d'une exploitation agricole, précisez également l'orientation des productions (vigne, élevage de volailles, etc.).*
.....

20 Quelle est l'adresse de votre lieu de travail ?
*Indiquez l'endroit où vous commencez habituellement votre travail (exemple : 18, boulevard Pasteur).
Si cet endroit n'est pas fixe, notez « variable ».
Si vous travaillez à votre domicile, notez « à domicile ».
Si vous travaillez chez un particulier, notez « particulier ».*
.....
.....
.....

Est-ce dans la commune où vous résidez ?
(ou dans l'arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)
Oui 1 Non 2

Si non, indiquez la commune où vous travaillez :
.....
.....
commune (et arrondissement pour Paris, Lyon, Marseille)

département n° DOM pays pour l'étranger

21 Quel mode de transport principal utilisez-vous le plus souvent pour aller travailler ?

- Pas de transport 1
- Marche à pied 2
- Deux-roues 3
- Voiture, camion ou fourgonnette 4
- Transports en commun 5

22 Occupez-vous votre emploi :

à temps complet ? 1 à temps partiel ? 2

23 Êtes-vous :

- indépendant ou à votre compte ? 1
- chef d'entreprise salarié, PDG, gérant(e) minoritaire de SARL ? 2
- salarié(e) ? => cochez puis passez en **24** 3
- Vous aidez une personne dans son travail sans être rémunéré(e) 4

24 Si vous êtes à votre compte ou chef d'entreprise combien de salariés employez-vous ?
Aucun 0 1 à 9 1 10 ou plus 2

25 Si vous n'êtes pas salarié, quelle est votre profession ?
Soyez précis. Par exemple : « FLEURISTE » (et non « COMMERÇANT »).
.....

26 La suite du questionnaire s'adresse aux salariés.

27 Quel est votre type de contrat ou d'emploi ?

- Emploi sans limite de durée, CDI (contrat à durée indéterminée), titulaire de la fonction publique 1
- Contrat d'apprentissage 2
- Placé par une agence d'intérim 3
- Stage rémunéré en entreprise 4
- Emploi jeune, CES, contrat de qualification ou autre emploi aide 5
- Autre emploi à durée limitée, CDD (contrat à durée déterminée), contrat court, saisonnier, vacataire, etc. 6

28 Dans votre emploi, êtes-vous :

- manoeuvre, ouvrier spécialisé ? 1
- ouvrier qualifié ou hautement qualifié, technicien d'atelier ? 2
- technicien (non cadre) ? 3
- agent de catégorie B de la fonction publique ? ... 4
- agent de maîtrise, maîtrise administrative ou commerciale, VRP ? 5
- agent de catégorie A de la fonction publique ? ... 6
- ingénieur, cadre d'entreprise ? 7
- agent de catégorie C ou D de la fonction publique ? . 8
- employé (par exemple : de bureau, de commerce, de la restauration, de maison) ? 9

29 Quelle est votre profession principale ?
*Soyez précis. Par exemple : « CAISSIÈRE » (et non « EMPLOYÉE »), « CHEF DE SERVICE CLIENTÈLE » (et non « CADRE »).
Si vous êtes agent de la fonction publique d'État, territoriale ou hospitalière, indiquez votre grade (corps, catégorie, etc.).*
.....
.....

30 Dans votre emploi, quelle est votre fonction principale ?

- Production, exploitation, chantier 1
- Installation, réparation, maintenance 2
- Gestion, comptabilité 3
- Études, recherche 4
- Autre : commerciale, secrétariat, logistique, etc. 5

Merci pour votre participation

Vu l'avis favorable du Conseil national de l'information statistique, et en application de la loi n° 51-711 du 7 juin 1951 modifiée, cette enquête, reconnue d'intérêt général et de qualité statistique, est obligatoire. Les réponses sont protégées par le secret statistique et destinées à l'élaboration de statistiques sur la population et les logements.
Visa n°2009AD01EC du ministre chargé de l'économie, valable de 2009 à 2013.
En application de la loi n° 2002-276 du 27 février 2002, l'enquête de recensement est placée sous la responsabilité de l'Insee et des communes ou des établissements publics de coopération intercommunale.
La loi n°78-17 du 6 janvier 1978 modifiée garantit aux personnes enquêtées un droit d'accès et de rectification pour les données les concernant. Ce droit peut être exercé auprès des directions régionales de l'Insee.

Date :

Signature :

Liste des documents de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques

ii

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		français : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépendelle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrêmes de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGELART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W. J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation	G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation	G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail	G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France	G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?	G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?	G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois	G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique	G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif	G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?	G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité	G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - <i>A paraître</i>
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level	G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles	G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France	G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles	G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model	G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation	G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement	G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?		
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996		

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?	G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française	G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data	G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique	G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique	G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?	G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires	G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale	G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie	G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontrables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation	G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances	G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques	G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France	G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement	G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998	G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale	G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique	G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France	G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail	G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût	G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/07	J. BARDAJUI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"		
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?		
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?		

G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJUI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
		G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des

	entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers

G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	prises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10 A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11 M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12 C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13 P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14 X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15 M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16 R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17 C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01 P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02 N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03 P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05 M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scared generation? French evidence on young people entering into a tough labour market
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/06 P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/07 R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entre-	G2012/08 A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
		G2012/09 O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans