

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Droits sociaux connexes et aides
sociales locales
Fiscalité du capital des ménages
et inégalités des niveaux de vie
Déflateurs pour les services de télécom
Filières du bac et insertion dans l'emploi
Organisation du travail et mobilité
en Île-de-France

Social Benefits Entitlements and Local
Social Support
Household Capital Taxation and
Standard of Living Inequalities
Deflators for Telecom Services
Baccalaureate Tracks and Employment at
the End of Education
Work Organisation and Daily Mobility
in Île-de-France

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne Université - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)
Pauline GIVORD (Dares et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et CREST)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Pascal GODEFROY

Assistant éditorial / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG Royaume-Uni

Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

Impression / Printing: DUPLIPRINT

733 rue Saint-Léonard, 53100 Mayenne

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 530-31 – 2022

VARIA

- 3 Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux**
Denis Anne et Yannick L'Horty
- 29 Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation**
Félix Paquier et Michaël Sicsic
- 45 Quel déflateur pour les services de télécommunications ? Une question de pondération**
Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys et Will Stewart
- 65 Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes**
Estelle Herbaut, Carlo Barone et Louis-André Vallet
- 87 Formes d'organisation du travail et mobilité quotidienne des actifs franciliens**
Laurent Proulhac

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes,
et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni *a fortiori* l'Insee.

Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux

Social Benefits, Related Entitlements and Local Social Support: A New Assessment

Denis Anne* et Yannick L'Horty**

Résumé – Nous dressons un inventaire des droits connexes et aides sociales accessibles localement aux bénéficiaires du RSA dans 20 villes françaises, dont Paris, Lyon et Marseille. Puis nous réalisons une exploitation statistique et descriptive des barèmes inventoriés en 2020 en les comparant aux mêmes données collectées en 2001 et 2007, c'est-à-dire avant le passage du RMI au RSA. Nous mettons en évidence un mouvement d'ensemble de transformation des conditions d'attribution des aides vers une plus grande dégressivité. Dans toutes les localités et pour toutes les configurations familiales, les effets de seuil ont été limités, au prix d'une complexité parfois élevée. La seule exception est Paris où les aides sociales sont globalement plus généreuses et où les effets de seuil persistent. Considérés globalement, les barèmes des aides sociales locales ont été mis en phase avec celui du RSA alors qu'ils étaient plutôt cohérents avant 2008 avec celui du RMI, confirmant le rôle directeur joué par les barèmes nationaux sur les barèmes locaux. Nous étudions en particulier les effets de ces transformations sur le niveau de vie des ménages bénéficiaires et sur les incitations à l'emploi.

Abstract – We draw up an inventory of entitlements related to social benefits and social support available locally to beneficiaries of the revenu de solidarité active (RSA, the current scheme of minimum income) in 20 French cities, including Paris, Lyon and Marseille. We then compare the social scales inventoried in 2020 to those collected in 2001 and 2007, i.e. prior to the switch from the previous minimum income scheme (RMI) to the RSA. We show an overall shift towards more degressive conditions for granting support. In all the cities covered and for all family configurations, threshold effects have become limited, at the cost of a sometimes high degree of complexity. The only exception is Paris, where social support is generally more generous and where threshold effects remain. Taken as a whole, local social support scales have been brought into line with the RSA scale, whereas prior to 2008 they were more in line with the RMI scale, which confirms the guiding role played by national scales on local scales. In particular, we examine the effects of these transformations on the standard of living of recipient households and on incentives to work.

Codes JEL / JEL Classification : H55, H75, I38

Mots-clés : aides sociales locales, droits connexes, redistribution, lutte contre la pauvreté, RSA

Keywords: local social support, related entitlements, redistribution, fight against poverty, RSA

* ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042); ** Univ. Gustave Eiffel, ERUDITE (EA 437), TEPP (FR 2042) (yannick.lhorty@univ-eiffel.fr)

Cette étude a bénéficié du soutien de la Cour des comptes dans le cadre d'un accord de partenariat avec l'Université Gustave Eiffel. Nous remercions les membres du comité de pilotage et en particulier Mathieu Dufoix, Emmanuel Giannesini et Loïc Robert, pour avoir accompagné ce projet dans le cadre du rapport de la Cour sur l'évaluation du RSA. Nous remercions Mathilde Leborgne et Isabelle Walraevens pour leur appui dans la phase de collecte des données. Cette étude a été présentée à la VII^e conférence AFSE-DG Trésor du 9 décembre 2021 et nous remercions Étienne Lehmann et les participants à la conférence pour leurs commentaires.

Reçu en mai 2021, accepté en décembre 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Anne, D. & L'Horty, Y. (2022). Social Benefits, Related Entitlements and Local Social Support: A New Assessment. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 3–26. doi: 10.24187/ecostat.2022.530.2064

Le système français de soutien aux bas revenus ne se réduit pas aux aides nationales et légales, dont font partie par exemple le RSA et les allocations logement. Il s'organise sur plusieurs niveaux interdépendants, avec une strate d'aides primaires qui relève du socle national et légal et un vaste ensemble d'aides sociales secondaires que l'on regroupe sous l'appellation de « droits connexes ». L'expression est trompeuse. Certes, ces aides sont connexes car elles sont d'un montant faible et leur vocation est de compléter la base nationale et légale des revenus sociaux de transferts (minima sociaux, allocations familiales, etc.). Mais il ne s'agit pas toujours de droits puisqu'elles sont souvent accordées sur la base d'une évaluation sociale par les offreurs.

Une partie de ces prestations connexes rassemblent des aides à caractère national : la prime de Noël, les exonérations de la contribution à l'audiovisuel public, la réduction sociale téléphonique, le chèque énergie et la Couverture maladie universelle complémentaire (remplacée par la Complémentaire santé solidaire depuis le 1^{er} novembre 2019). Elles comprennent aussi les aides locales, accordées par les départements, les communes et leurs regroupements, les régions, les caisses locales d'allocations familiales dans différents domaines de l'action sociale : restauration scolaire, centres de loisir, aide aux vacances, prise en charge d'impayés, aide au transport et à la mobilité, tarifs sociaux des équipements collectifs (piscine, musée, etc.). Ces aides sont accordées sous conditions de ressources et/ou sous conditions de statut lorsqu'elles sont réservées à certains types de population (demandeurs d'emploi, familles nombreuses, allocataires du RSA, personnes en situation de handicap, etc.).

Même si elles sont individuellement d'un montant faible, les prestations connexes peuvent apporter en se cumulant un supplément de revenu non négligeable pour les ménages à bas revenus. Comme elles sont fortement dégressives avec les ressources du ménage, elles sont rapidement perdues lors d'un retour à l'emploi, et peuvent jouer un rôle important dans les incitations monétaires au travail. Leur prise en compte peut donc modifier sensiblement les diagnostics des nombreuses études sur l'incidence des transferts sociaux, qui négligent ce versant de la redistribution. C'est le cas des études sur les effets du système national et légal de prélèvements et de transferts sur la pauvreté (Bargain *et al.*, 2017), sur la redistribution (Bourguignon, 1998 ; Chanchole & Lalanne, 2012), sur le niveau de vie des familles (CSERC, 1997 ; Simonnet & Danzin, 2014) ou sur les gains monétaires au

retour à l'emploi (Laroque & Salanié, 1999 ; Legendre *et al.*, 2003 ; Hagneré & Trannoy, 2001 ; Bargain & Terraz, 2003 ; Gurgand & Margolis, 2008 ; Bargain & Vicard, 2014 ; Lehmann, 2016 ; Sicsic, 2018).

Pour autant, ces prestations sont mal connues, sans doute en grande partie en raison de la difficulté à les observer. Elles recouvrent en effet des dispositifs extrêmement variés dans leurs modalités d'attribution, tout en mettant en jeu une pluralité d'acteurs, à différents niveaux géographiques d'intervention, et il n'existe pas de recensement exhaustif de l'ensemble des barèmes des aides sociales locales. Tels étaient les constats de départ des deux études antérieures réalisées en France sur les droits connexes (Anne & L'Horty, 2002 ; 2009). Ces études se sont appuyées sur deux collectes de données, en 2001 et en 2007, et sur un outil de simulation baptisé Equinoxe (encadré 1). Elles ont montré, en particulier, que la forte dégressivité des barèmes et leurs puissants effets de seuil pouvaient modifier assez sensiblement les constats sur la redistributivité des transferts nationaux qui ne prennent pas en compte les droits connexes.

Dans cette nouvelle étude, nous nous appuyons sur une troisième campagne de collecte de données sur les droits connexes et les aides sociales locales, réalisée en 2020, en reprenant la même procédure, les mêmes hypothèses et les mêmes traitements des données que lors des collectes de 2001 et 2007. Cette nouvelle vague de collecte de barèmes sociaux locaux couvre un échantillon de 20 villes, dont Paris, Lyon et Marseille, correspondant à l'ensemble des localités déjà étudiées par le passé. Nous pouvons ainsi observer pour la première fois l'évolution longue des barèmes, sur deux décennies, avant et après la réforme du RSA.

La première section rappelle les principaux résultats des études antérieures sur les droits connexes. La deuxième section décrit les procédures et hypothèses adoptées pour la collecte et le traitement des données. La troisième section présente les principaux résultats de l'étude.

1. Les résultats des études antérieures

S'il existe une abondante littérature théorique et empirique sur les effets locaux des transferts sociaux nationaux, ce n'est pas le cas pour les effets nationaux des aides sociales locales. De fait, les aides monétaires accordées de façon décentralisée par les collectivités territoriales aux ménages pauvres, plus particulièrement les conditions d'attribution et les barèmes des

aides locales et/ou facultatives, ne constituent pas un sujet d'intérêt dans la littérature économique consacrée à la redistribution. Les travaux empiriques sur la progressivité fiscale et la dégressivité des aides sociales, le calcul des taux marginaux de prélèvement implicites à tel ou tel dispositif redistributif et l'évaluation des effets incitatifs des barèmes des aides ne considèrent pas les aides locales.

En France, la première étude sur les aides sociales et/ou facultatives, menée en réponse à une commande du ministère de l'économie et des finances, a été publiée au début des années 2000 (Anne & L'Horty, 2002). Elle recensait, dans dix villes et pour six configurations familiales types, l'ensemble des prestations sociales dont les conditions d'attribution sont explicites, à l'exclusion des aides sans barème précis et de celles réservées à certaines catégories (jeunes, personnes âgées, chômeurs, travailleurs handicapés). L'étude montrait en premier lieu que, pour un ménage sans revenu qui bénéficierait de la totalité des prestations auxquelles il a droit, le cumul des droits connexes peut représenter, en moyenne, près d'un cinquième des ressources et augmenter de plus d'un quart les aides reçues par rapport à celles des seuls transferts nationaux. Bien que les barèmes d'attribution de ces aides varient considérablement suivant le type de prestation et la localité, la priorité accordée à l'enfance est un trait commun des prestations locales : elles sont partout beaucoup plus élevées, et plus régulières, pour les ménages avec enfants.

Cette première étude avait mis en évidence que ces prestations sont stables avec le revenu d'activité jusqu'au plafond du RMI, alors que les prestations nationales et légales sont très décroissantes. Au-delà du RMI, elles diminuent fortement, avec des effets de seuil parfois brutaux alors que les prestations nationales deviennent moins décroissantes. Aussi les prestations locales augmentent-elles considérablement la durée du travail minimale pour que l'emploi apporte un gain monétaire (appelée « durée de réservation ») : sur la base d'un emploi rémunéré au Smic, il faut, en moyenne, travailler 13 heures de plus chaque semaine pour compenser la perte de ces prestations locales, cet effet étant particulièrement sensible pour les ménages avec enfants. L'étude établit ainsi une responsabilité forte des prestations locales et extra-légales dans l'existence de trappes à pauvreté, c'est-à-dire des zones de faible revenu dont il est coûteux de sortir. Cela tient davantage aux conditions d'attribution des aides locales qu'à leur générosité : les aides locales sous conditions de statut, les

aides forfaitaires sous conditions de ressources, ou plus généralement la forte dégressivité des transferts locaux au-delà du RMI conduisent à pénaliser lourdement le retour à l'emploi.

La deuxième étude sur les droits connexes (Anne & L'Horty, 2009) a été réalisée dans le contexte de la réforme du RSA, à la demande du Haut commissariat aux Solidarités actives contre la pauvreté. Elle repose sur un nouvel inventaire des barèmes des aides sociales locales et/ou extra-légales offertes en 2007 dans 13 villes françaises, dont Paris, Lyon et Marseille. Elle montre que, dans la plupart des localités et pour la plupart des configurations familiales, un emploi à mi-temps rémunéré au salaire minimum fait perdre des revenus relativement à une situation sans emploi tandis qu'un emploi à temps complet ne garantit pas toujours un gain net. Les effets positifs de certaines réformes ont été neutralisés par ceux d'autres mesures telles que la généralisation des aides aux transports distribuées par les régions, le développement des tarifs sociaux du téléphone et de l'électricité, ou l'exonération de la contribution à l'audiovisuel public. Malgré leur faible montant, les droits connexes continuent à exercer un effet important sur les durées de réservation, pour la presque totalité des configurations familiales. Si le dispositif d'intéressement permet aux allocataires du RMI de compenser ces effets, ce n'est que de manière provisoire et pas pour toutes les configurations familiales ni dans toutes les localités.

L'étude propose aussi une simulation de la substitution du RSA au RMI et à l'API. La simulation montre que le RSA rend le retour à l'emploi rémunérateur dans la quasi-totalité des villes et des configurations familiales, ce que ne permet pas le RMI même en tenant compte de l'intéressement. La simulation couvre plusieurs barèmes théoriques de RSA et a été utilisée par le gouvernement pour déterminer le barème définitif du RSA. Le taux marginal de 30 % initialement prévu permet de supprimer toutes les situations locales de trappe à pauvreté. Le même résultat est également obtenu avec un taux marginal de 40 %, qui correspond à un coût plus faible pour les finances publiques. Mais au-delà de 40 %, le RSA ne parvient plus aussi bien à favoriser les gains du retour à l'emploi. L'étude apporte ainsi une justification forte au taux marginal de 38 % finalement retenu par le gouvernement, qui permet effectivement d'atteindre l'objectif assigné au RSA de ne pas pénaliser monétairement ses bénéficiaires lorsqu'ils trouvent un emploi, pour un coût minimal pour les finances publiques. Cet effet est qualifié de

ENCADRÉ 1 – Equinoxe

Equinoxe (un acronyme pour Évaluateur QUantitatif INTégré de droits cOnneXEs) est un système d'observation des aides aux ménages à bas revenus et de simulation des réformes des transferts sociaux. C'est le seul outil d'évaluation et de calcul disponible en France qui intègre la dimension locale des transferts sociaux en prenant en compte les aides versées par les mairies, les départements, les caisses d'allocations familiales et les associations caritatives locales. Pour un échantillon de villes (dont Paris, Lyon et Marseille), Equinoxe calcule le montant des aides sociales en fonction des ressources du ménage. La version du modèle utilisée pour cette étude est la troisième ; la première avait été développée sur un échantillon de 10 localités et pour des barèmes portant sur l'année 2001 (Anne & L'Horty, 2002) et la deuxième sur un nouvel échantillon de 13 localités pour des barèmes collectés entre fin 2006 et début 2007 (Anne & L'Horty, 2009).

Le point de vue retenu est celui du ménage qui perçoit les aides. Le simulateur intègre de façon exhaustive les prestations nationales et/ou légales ainsi que toutes les prestations locales et/ou facultatives, dès lors que ces prestations sont monétaires (ou peuvent être traduites en équivalent monétaire), versées de façon régulière et calculées sur la base d'un barème.

Dans chaque localité et pour chaque configuration familiale, Equinoxe calcule le montant des aides en fonction des revenus en prenant en compte les conditions de cumul des droits connexes, y compris si leur base intègre le montant de prestations nationales (ce qu'Equinoxe vérifie). Il restitue le montant des aides, les revenus nets et les taux marginaux de prélèvements selon les revenus d'activité des ménages, par catégorie d'aide, par type de ménages ou par localité. Il évalue aussi la durée hebdomadaire de travail qu'il faut effectuer avec un emploi au Smic pour gagner au moins autant que si l'on ne travaille pas (que nous avons appelée durée de réservation). En mode simulation, Equinoxe fait réagir les droits connexes à des réformes des prestations nationales et légales, ce qui permet d'évaluer les effets sur les revenus d'une réforme des transferts sociaux en prenant en compte les interdépendances entre les prestations.

« spectaculaire » dans l'étude : la simulation de la mise en place du barème du RSA avec un taux marginal de prélèvement de 38 % fait en effet disparaître les trappes à pauvreté dans toutes les localités et toutes les configurations familiales.

Ce résultat est néanmoins obtenu sous l'hypothèse d'un maintien à l'identique des montants des droits connexes à la suite de la réforme du RSA. Une analyse plus prospective, qui aborde les ajustements éventuels de l'offre locale dans le nouveau contexte du RSA, montre que certains ajustements des aides locales peuvent limiter les effets positifs du RSA et recréer des trappes à pauvreté (par exemple si une collectivité, prenant acte de la plus grande générosité des aides nationales à destination des travailleurs pauvres, fait le choix de resserrer ses aides sur les bénéficiaires les plus pauvres). L'étude recommande alors de transformer les aides locales sous conditions de statut en aides sous conditions de ressources, avec des barèmes peu dégressifs, afin de rendre les politiques sociales locales cohérentes avec les objectifs poursuivis par la réforme nationale du RSA.

Cette partie normative de l'étude a été élaborée en appui d'une mission parlementaire auprès du Haut commissaire aux Solidarités actives contre la pauvreté, visant à formuler des propositions pour « mettre fin aux effets de seuil liés aux droits connexes aux minima sociaux attribués par les collectivités locales, leurs groupements et établissements publics et les caisses de sécurité sociale ». À la suite de la publication du rapport de la mission parlementaire (Desmarescaux,

2009), un guide des droits connexes locaux a été élaboré en juillet 2009 par le Haut commissariat aux Solidarités actives contre la pauvreté, et une déclaration commune sur les critères d'attribution des aides facultatives à caractère social a été signée par huit institutions¹, recommandant d'éviter tout effet de seuil dans les barèmes des aides sociales locales pour ne pas désinciter leurs bénéficiaires à reprendre un emploi ou à exercer une activité. La présente étude va permettre de vérifier, plus d'une décennie après, à quel point ces recommandations ont été suivies d'effets.

2. Champ de l'étude et hypothèses

Pour l'étude présentée maintenant, une troisième campagne de collecte de données sur les droits connexes et les aides sociales locales a été menée entre octobre et décembre 2020. Comme pour les deux études précédentes, nous avons à nouveau recueilli les données à partir des sites internet des différents offreurs d'aides (communes, Établissements publics de coopération intercommunale (EPCI), CCAS, départements, régions, CAF), en complétant selon les besoins par des demandes directes auprès de ceux-ci.

L'échantillon retenu comprend 20 villes, intégrant toutes celles des deux études précédentes (Anne & L'Horty, 2002 ; 2009). Ces 20 localités (voir annexe 1, tableau A1-1) rassemblent au total 4.6 millions d'habitants et comportent

1. L'Assemblée des départements de France, l'Association des maires de France, l'Association des régions de France, la CNAF, la CNAMTS, la CCMSA, Pôle emploi et l'UNCCAS.

des villes de tailles variées : outre Paris², Lyon et Marseille, les trois plus grandes villes de France, trois autres villes de plus de 100 000 habitants, six villes de 50 000 à 100 000 habitants, trois villes de 10 000 à 50 000 habitants et deux communes de moins de 10 000 habitants. En outre, ces villes appartiennent à douze départements et six régions différentes, ce qui permet d'observer une large variété d'aides départementales et régionales.

2.1. Champ des aides

On s'intéresse aux aides monétaires accessibles aux ménages pauvres, notamment aux bénéficiaires du RSA. Pour l'ensemble des aides, nationales ou locales, les barèmes recueillis sont ceux en vigueur en 2020³.

Nous prenons d'abord en compte les prestations nationales et légales : RSA, prime d'activité, allocations logement, allocations familiales, PAJE (naissance + allocation de base), allocation de rentrée scolaire et complémentaire santé. Nous considérons ensuite les droits connexes nationaux tels que la prime de Noël, l'exonération de la contribution à l'audiovisuel public (redevance TV), la réduction sociale téléphonique, le tarif social électricité, le chèque énergie et les dégrèvements de taxe d'habitation. Nous prenons enfin en compte les aides sociales locales et/ou facultatives, notamment les aides sociales des conseils départementaux (mobilité, vacances, etc.), l'action sociale des CAF, les aides des villes et des CCAS (dont restauration scolaire, centres de loisirs, aides aux vacances, équipements municipaux) et les aides régionales (transports collectifs).

Nous ne retenons ni les secours d'urgence, ni les aides des associations caritatives, les aides temporaires au retour à l'emploi (prime de retour à l'emploi, intéressement), les aides discrétionnaires sans barèmes accordées par des commissions locales, les prêts sociaux, les aides réservées à des populations particulières (les personnes âgées, les jeunes, les personnes en situation de handicap, d'invalidité, ou de maladie), les aides spécifiques à certains équipements et besoins (par exemple le crédit d'impôt transition énergétique).

L'étude ne prend pas en considération les aides à la garde des enfants, bien qu'elles soient susceptibles d'avoir un effet important sur le retour à l'emploi des femmes. Ces aides sont localement très variables selon le mode de garde (existence d'une crèche, nature de la crèche, taux de prise en charge). Les familles sont donc supposées n'utiliser aucun mode de garde pour les enfants

de moins de trois ans, ce qui revient à ne pas distinguer le cas de la mono ou de la biactivité pour les couples. L'hypothèse implicite est celle d'une garde gratuite, par exemple par un proche parent. Cette hypothèse minore le coût de l'accès à l'emploi pour les mères.

2.2. Les cas-types

La méthodologie utilisée est celle d'une approche par cas-type. Nous balayons toutes les catégories de ménages dans toutes les localités et, pour chaque cellule ainsi constituée, nous créons de toutes pièces un ménage fictif dont la personne de référence est âgée de 25 à 60 ans, et dont les autres attributs sont ceux des caractères les plus fréquents de chaque distribution (point modal) ou sont fixés par hypothèse. Nous posons que les couples sont mariés ou pacsés, que les enfants sont scolarisés à partir de 3 ans, et nous supposons que les parents des familles monoparentales ont la garde exclusive de leurs enfants, et perçoivent l'allocation de soutien familial. Le logement est supposé dans le parc privé.

Nous retenons sept configurations de ménages (tableau 1), chaque cas-type correspondant à une configuration donnée de ménage dans une localité particulière (par exemple un couple avec 3 enfants à Marseille), soit un total de 140 cas-types.

2.3. Hypothèses de recours

Pour chaque cas-type, nous posons des hypothèses raisonnables de recours aux aides, les mêmes que dans nos études précédentes. Elles sont précisées dans le tableau 2. De façon générale, cette étude ne mesure pas les montants d'aide effectivement perçus par les ménages bénéficiaires, mais estime les droits généraux ouverts en fonction du niveau de ressources d'un ménage type. D'un côté, de nombreuses aides ne sont pas prises en compte dans l'analyse, lorsqu'elles sont catégorielles ou attribuées sans barème de ressources. D'un autre côté, rien ne garantit que les aides recensées soient systématiquement perçues par chaque bénéficiaire potentiel (par exemple pour le RSA socle, le taux de non-recours serait compris entre 28 % et 35 %, voir Chareyron, 2018). Du fait de la multiplicité des offreurs d'aides, du manque d'information des demandeurs et de la complexité des conditions d'attribution, il est probable que les situations de non-recours soient plus fréquentes pour les aides locales que pour les aides nationales.

2. Nous retenons pour Paris deux arrondissements (le XIV^e et le XIX^e) dans lesquels l'offre d'aides locales est différente.

3. L'étude n'intègre aucune aide ou revalorisation exceptionnelle associée à la crise sanitaire de la Covid-19.

Tableau 1 – Les cas-types

Configuration du ménage	Hypothèses de scolarisation des enfants			Type de logement
	Enfant 1	Enfant 2	Enfant 3	
Personne seule				T1
Famille monoparentale avec un enfant de moins de 3 ans (F. Mono enf. -3ans)	Moins de 3 ans, non scolarisé			T2
Famille monoparentale avec un enfant de plus de 3 ans (F. Mono enf. 3ans+)	Entre 6 et 10 ans, scolarisé en primaire			T2
Couple sans enfant				T2
Couple avec 1 enfant	Moins de 3 ans, non scolarisé			T3
Couple avec 2 enfants	Entre 6 et 10 ans, scolarisé en primaire	Moins de 3 ans, non scolarisé		T3
Couple avec 3 enfants	Entre 6 et 10 ans, scolarisé en primaire	Entre 3 et 5 ans, scolarisé en maternelle	Moins de 3 ans, non scolarisé	T4

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

Tableau 2 – Hypothèses de recours

Nature de l'aide	Recours	Hypothèse relative au recours/à la consommation
Restauration scolaire	Oui, pour les enfants scolarisés	144 jours/an et par enfant scolarisé
Centre de loisirs sans hébergement (CLSH)	Oui	20 jours/an par enfant de plus de 6 ans
Vacances	Oui	1 semaine (7 jours)/an*
Activité sportive	Oui	1 par semaine (piscine) et par ménage
Activité culturelle	Oui	1 par mois (musée ou théâtre) et par ménage
Transports	Oui	Abonnement type « passe Navigo » si existant. Sinon, hypothèse de 150 allers-retours SNCF annuels pour les communes proches d'un centre urbain (moins de 30 km) et de 52 allers-retours si la commune est plus éloignée (soit 1/semaine)
Fonds de solidarité pour le logement**	Oui	Aide au maintien dans le logement. Tous les 10 ans. Montant annualisé
Équipement du logement	Oui	Tous les 5 ans. Montant annualisé

* Le loyer est repris du loyer moyen utilisé dans Equinoxe 2 (cf. encadré 1) augmenté de la hausse du prix moyen des loyers depuis, soit 1.9 % par an depuis 2007. Pour une personne seule, le loyer retenu est de 268 € pour une semaine de vacances.

** Le montant est le montant maximal en euros ou correspondant à 4 mois de loyers impayés.

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

Les sources de revenus, d'activité ou d'assistance prises en compte sont détaillées dans le tableau 3. Nous supposons que les demandeurs d'emploi ne sont pas indemnisés au titre de l'assurance chômage et nous ne prenons donc pas en compte son barème (sur les effets de seuil de l'assurance chômage, voir Cahuc & Prost, 2015). Mais les demandeurs d'emploi peuvent bénéficier de certaines aides (par exemple aux transports, ou pour l'accès à des équipements municipaux) du seul fait d'être inscrit à Pôle emploi, ce qui peut entraîner des effets de seuil. Nous supposons donc que les demandeurs d'emploi sont inscrits à Pôle emploi. Une hypothèse supplémentaire a été nécessaire pour déterminer à quel moment les individus cessaient d'être inscrits à Pôle emploi⁴. Nous avons supposé que cela intervient lorsque chaque adulte du ménage perçoit un revenu d'activité mensuel correspondant au Smic à temps plein, soit 1 219 € net par adulte en 2020.

Pour le barème de l'impôt sur le revenu, nous utilisons celui en vigueur sur les revenus de 2019 et nous appliquons les quotients familiaux correspondant aux cas-types, la déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels, la décote, le plafonnement de l'avantage fiscal lié au quotient familial ainsi que le seuil de recouvrement de l'impôt sur le revenu. Du fait des hypothèses retenues dans l'étude, aucune déduction (autre que la déduction forfaitaire pour frais professionnels) ou crédit d'impôt spécifique ne sont pris en compte.

Pour le calcul du loyer, nécessaire pour déterminer le barème des allocations logement et de plusieurs aides connexes, nous avons repris les sources utilisées lors des collectes de 2001 et 2007. En 2001, nous utilisons les données

4. Nous avons pu vérifier auprès de Pôle emploi que cette hypothèse était cohérente avec le salaire de réservation modal indiqué par les personnes inscrites.

Tableau 3 – Sources de revenus prises en compte dans les calculs

Revenus ou Transferts	Intégré	Remarques/Motifs
Revenus d'activité	Oui	Selon un pas de 20 € mensuel
Indemnités chômage	Non	Hypothèse
Revenu de solidarité active (RSA)	Oui	
Prime d'activité	Oui	
Allocations familiales	Oui	Couple avec 2 enfants/Couple avec 3 enfants
Allocation de base (enfant de moins de 3 ans)	Oui	Famille monoparentale avec un enfant de moins de 3 ans/ Couple avec 1 enfant/Couple avec 2 enfants/Couple avec 3 enfants
Prime à la naissance	Oui	Famille monoparentale avec un enfant de moins de 3 ans/ Couple avec 1 enfant/Couple avec 2 enfants/Couple avec 3 enfants
Allocation de soutien familial	Oui	Famille monoparentale avec un enfant de moins de 3 ans/ Famille monoparentale avec un enfant de 3 ans ou plus
Complément familial	Non	Couple avec 3 enfants (tous les enfants doivent avoir plus de 3 ans pour bénéficier de l'aide)
Aide personnalisée au logement (APL)	Oui	À partir d'une estimation des loyers locaux
Impôt sur le revenu	Oui	
Droits connexes nationaux		
Allocation de rentrée scolaire	Oui	Famille monoparentale avec un enfant de 3 ans ou plus/Couple avec 2 enfants/Couple avec 3 enfants
Prime de Noël	Oui	
Exonération de contribution à l'audiovisuel public	Oui	
Réduction sociale téléphonique	Oui	
Chèque énergie	Oui	
Complémentaire santé solidaire	Oui	Estimation par comparaison avec le coût d'une mutuelle basique du groupe MAAF
Dégrèvement de taxe d'habitation	Oui	Écart entre montant TH avec et sans dégrèvement

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

Insee sur les loyers moyens selon la taille de la commune. En 2007, nous utilisons des données plus précises fournies par l'observatoire national du marché locatif de la FNAIM. Ces données fournissaient pour les différents centres urbains régionaux des loyers moyens pour les différents types de logements (T1, T2, etc.). Pour estimer le loyer 2020 à partir de nos estimations de 2001 et de 2007, nous utilisons l'indice de référence des loyers de l'Insee, qui encadre les augmentations de loyer dans le secteur locatif privé. On applique une décote de 20 % sur ces loyers en supposant que les ménages à faibles revenus occupent des logements dont les loyers sont inférieurs à la moyenne. Pour les communes de petite taille non recensées explicitement par la FNAIM, une décote supplémentaire est appliquée sur le loyer moyen de la commune de référence (10 % pour les villes moyennes et 20 % pour les petites communes). Nous estimons les charges locatives à 25 % du loyer. Ces charges sont utilisées pour l'attribution de plusieurs aides, dans le cadre du calcul d'un « reste à vivre ». Certaines aides définissent de façon restrictive le reste à vivre en excluant des charges locatives l'ensemble des dépenses contraintes liées au logement (assurance, eau, électricité, gaz, chauffage, téléphone, etc.). Nous estimons également l'ensemble de

ces dépenses à 25 % du loyer. Le logement étant supposé appartenir au parc privé, la réduction de loyer solidarité (RLS) ne s'applique pas et n'est donc pas intégrée au calcul de l'APL. La CRDS n'est pas non plus intégrée à ce calcul. Par ailleurs, nous ne considérons pas non plus les réductions de loyer associées à un logement dans le parc social.

Comme dans nos études précédentes, nous intégrons la réduction du montant de la taxe d'habitation permise par les dégrèvements (y compris son extension en cours) au total des droits connexes nationaux. Les montants de la taxe d'habitation sont établis à partir des taux de l'année 2019, dernière année disponible sur le site www.impots.gouv.fr. Certaines villes (Lyon, Le Mans, Martigues, Paris, Fontenay-sous-Bois) ayant conservé des taux d'abattement (ou des forfaits) antérieurement plus favorables que ceux du droit commun actuel, le taux d'abattement général à la base appliqué par la ville n'est pas disponible ; dans ce cas, les taux d'abattements imputés sont les taux maximaux actuels (15 %), sauf pour Paris, où les abattements forfaitaires réellement appliqués ont été intégrés. On estime donc un taux global d'imposition (somme des taux appliqués par les différentes collectivités

territoriales) appliqué à l'estimation de la valeur locative brute (VLB) du logement du ménage. Cette VLB de la commune étant fondée sur des bases cadastrales anciennes, on pose qu'elle correspond à six mois de loyers actuels. Le montant des abattements est quant à lui calculé à partir de la valeur locative moyenne (VLM) de la ville (moyenne des VLB communales). Pour estimer cette VLM, nous prenons comme valeur centrale la VLB d'un logement T3 sur la commune⁵.

3. Les résultats

Les données ainsi collectées peuvent être analysées selon plusieurs dimensions : différences entre localités, écarts selon la configuration familiale, selon la nature et le montant de l'aide, selon le niveau de revenu d'activité des ménages, et évolution dans le temps.

Pour commencer, nous examinons les montants des transferts nationaux et légaux, des droits connexes nationaux et aides sociales locales en moyenne (non pondérée) sur les 20 villes, pour différentes configurations de ménages et différents niveaux de revenu d'activité. C'est une façon de produire une première vue d'ensemble sur les droits connexes.

3.1. L'importance des aides connexes pour les ménages pauvres

La figure I représente les montants des trois catégories de prestations pour des ménages sans aucun revenu d'activité (I-A), puis pour des ménages « moyens » gagnant l'équivalent d'un demi-Smic (I-B) et d'un Smic (I-C), et ayant dans tous les cas recours à l'ensemble des prestations nationales et légales auxquelles ils peuvent prétendre.

On observe que les montants des diverses aides dépendent de la configuration familiale, et décroissent logiquement lorsque le revenu d'activité augmente mais restent positifs. Par exemple, une personne seule sans aucun revenu d'activité bénéficie au total en 2020 de 8 702 € de transferts nationaux et légaux, de 1 432 € de droits connexes nationaux (prime de Noël, exonération de redevance télévision, réduction sociale du téléphone, chèque énergie, couverture sociale santé, dégrèvement de taxe d'habitation), soit 12.9 % de ses ressources, et (en moyenne pour les 20 villes de notre échantillon) de 949 € d'aides sociales locales, soit 8.6 % de ses ressources. À l'autre extrême des configurations familiales, un couple sans revenu d'activité avec 3 enfants dispose de 20 873 € de transferts nationaux et légaux, auquel les droits

connexes nationaux ajoutent 3 274 €, soit 11.8 % de ses ressources, et les aides locales 3 546 €, soit 12.8 % de ses ressources.

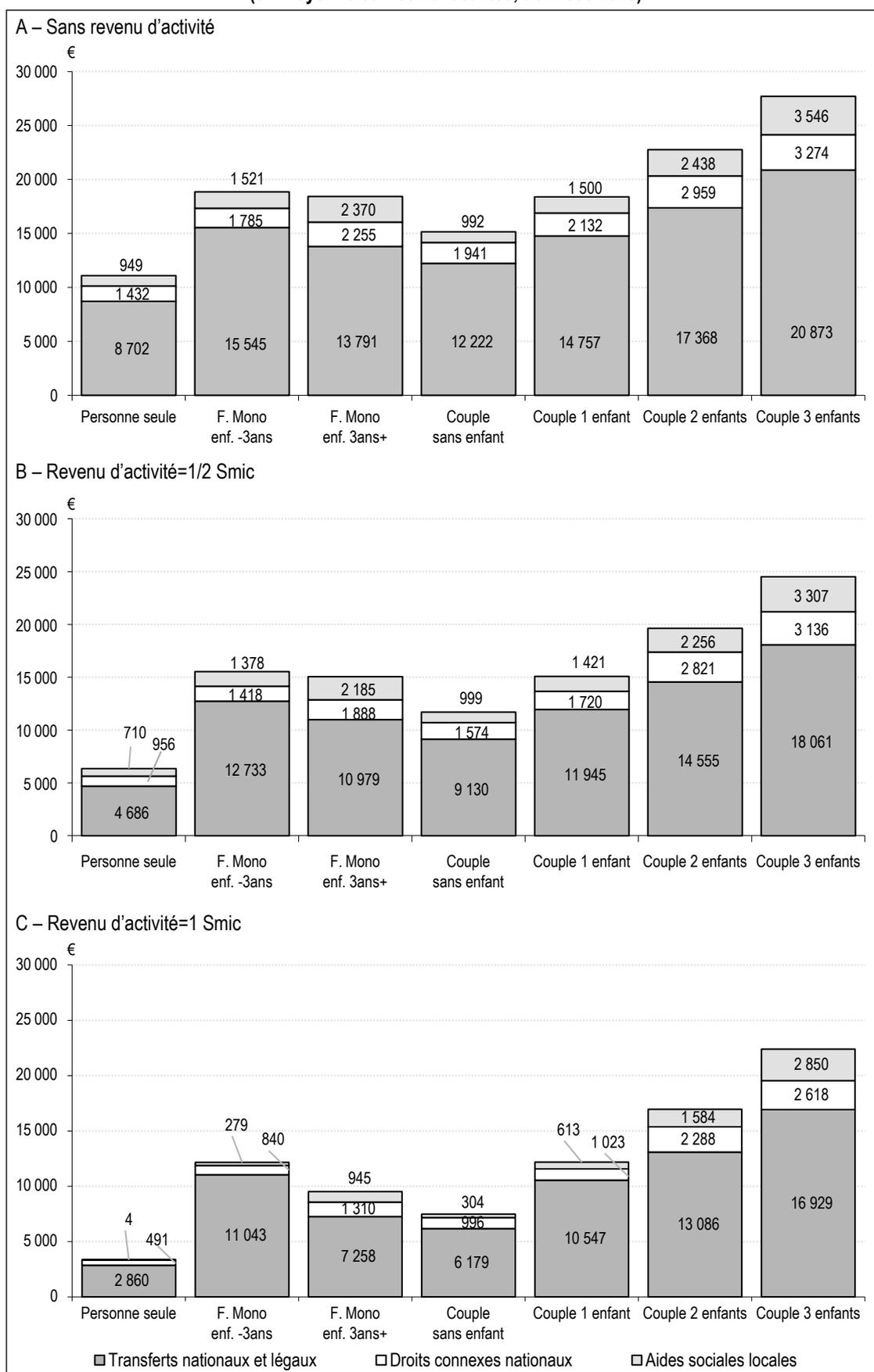
Les droits connexes représentent donc potentiellement une part conséquente des ressources des ménages pauvres. Les aides sociales locales représentent selon la configuration familiale entre 6.5 % et 12.8 % de l'ensemble des ressources des ménages sans revenu d'activité. La somme des droits connexes, nationaux et locaux représente entre 17.5 % et 25 % de l'ensemble des revenus. Les aides locales correspondent au minimum à la moitié des droits connexes nationaux et peuvent aller jusqu'à 110 %. L'ensemble des droits connexes ajoute de 21.3 % à 33.3 % aux prestations nationales légales des ménages pauvres selon la configuration familiale. Lorsque les ménages ont des revenus d'activité, le poids des prestations liées aux droits connexes relativement aux transferts nationaux et légaux augmente légèrement à un demi-Smic et diminue légèrement à un Smic. Jusqu'à un demi-Smic, la dégressivité globale des droits connexes n'est donc pas plus marquée que celle des transferts nationaux et légaux.

On peut noter que le poids des prestations de droits connexes dans les revenus des ménages est d'autant plus élevé que la taille du ménage est élevée. En d'autres termes, les aides sociales locales sont plus sensibles à la taille de la famille et à la présence d'enfants que ne le sont les prestations nationales et légales. Ce résultat, que nous avons déjà mis en évidence dans notre première étude (Anne & L'Horty, 2002), montre que l'échelle d'équivalence des transferts connexes (nationaux ou locaux) est très différente de celle des transferts nationaux et légaux. Les couples sans enfant apparaissent défavorisés, tandis que les ménages avec enfants sont favorisés par les barèmes des aides locales relativement aux barèmes nationaux.

Les aides nationales légales varient peu dans l'espace et il en va de même des droits connexes nationaux, même si des éléments de variation existent au travers du calcul des dégrèvements de taxe d'habitation. Mais les aides sociales locales sont, elles, très différentes d'une localité à l'autre. Par exemple, pour une personne seule sans emploi, le montant des aides locales, de 949 € en moyenne, va d'un minimum de 390 € à Béziers à un maximum de 2 392 € dans le XIX^e arrondissement de Paris, soit un rapport

5. Nous avons vérifié sur quatre localités que cette hypothèse est crédible, ce qui confirme également l'hypothèse précédente d'une valeur locative basée sur six mois de loyer (voir annexe 1, tableau A1-2).

Figure I – Montant des aides par type de ménage selon le revenu d'activité
(en moyenne sur les 20 localités, données 2020)



Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

de 1 à 6. Pour un couple avec trois enfants, la moyenne des aides sociales locales est de 3 515 €, le minimum est de 1 410 € à Pecquencourt, dans le département du Nord, le maximum est de 8 535 €, à nouveau dans le XIX^e arrondissement de Paris, le rapport est toujours de 1 à 6.

3.2. Diversité des aides

Nous allons maintenant désagréger les aides pour prendre une mesure plus complète de leur diversité. La première impression qui se dégage de l'observation de l'ensemble des barèmes collectés, pour chaque type d'aide, dans chaque ville et pour chaque configuration familiale, est en effet celle de leur grande diversité. Comme nous le constatons déjà dans nos études précédentes, les conditions d'attribution des aides sociales locales sont hétérogènes à la fois selon les villes et selon les prestations. Dans une même localité, il existe généralement autant de barèmes différents qu'il existe de prestations différentes. Pour une même prestation, il existe souvent autant de barèmes différents que de localités. Cette diversité se manifeste à la fois dans le montant et dans la forme des aides.

On peut le mettre en évidence tout d'abord pour quelques prestations exemplaires. Dans la figure II, nous représentons le barème donnant le montant des aides sociales locales en fonction du revenu brut d'activité pour une sélection de douze localités de l'échantillon⁶ pour trois types d'aide : les aides au transport pour une personne seule (II-A), qui correspondent soit à une aide régionale, soit à une aide attribuée par un EPCI ; les réductions associées au tarif social des cantines scolaires pour une famille monoparentale avec un enfant de plus de 3 ans scolarisé en primaire (II-B) ; les aides tarifaires pour la fréquentation du théâtre municipal pour une personne seule (II-C). Pour chacune de ces aides, les barèmes diffèrent d'une ville à l'autre à la fois selon le montant des aides, selon la forme du barème (en marche d'escalier, linéairement dégressif, quelconque), et selon la fenêtre de revenu qui définit l'éligibilité aux aides. Le constat est aussi valable pour toutes les aides sociales locales et toutes les configurations familiales.

On peut mettre également en évidence la diversité des aides en observant, pour une localité et une configuration familiale données, les barèmes de l'ensemble des aides sociales locales. Dans la figure III, nous illustrons cette diversité pour un couple avec 2 enfants dans trois localités : Béziers (III-A) ; Montreuil (III-B) ; Paris XIV^e (III-C). Pour chacune de ces villes, les barèmes diffèrent d'une prestation à l'autre à la fois selon

le montant des aides, selon la forme du barème (en marche d'escalier, linéairement dégressif, quelconque), et selon la fenêtre de revenu qui définit l'éligibilité aux aides. Il en est de même dans toutes les autres localités et pour toutes les configurations familiales.

3.3. Traits communs des aides sociales locales

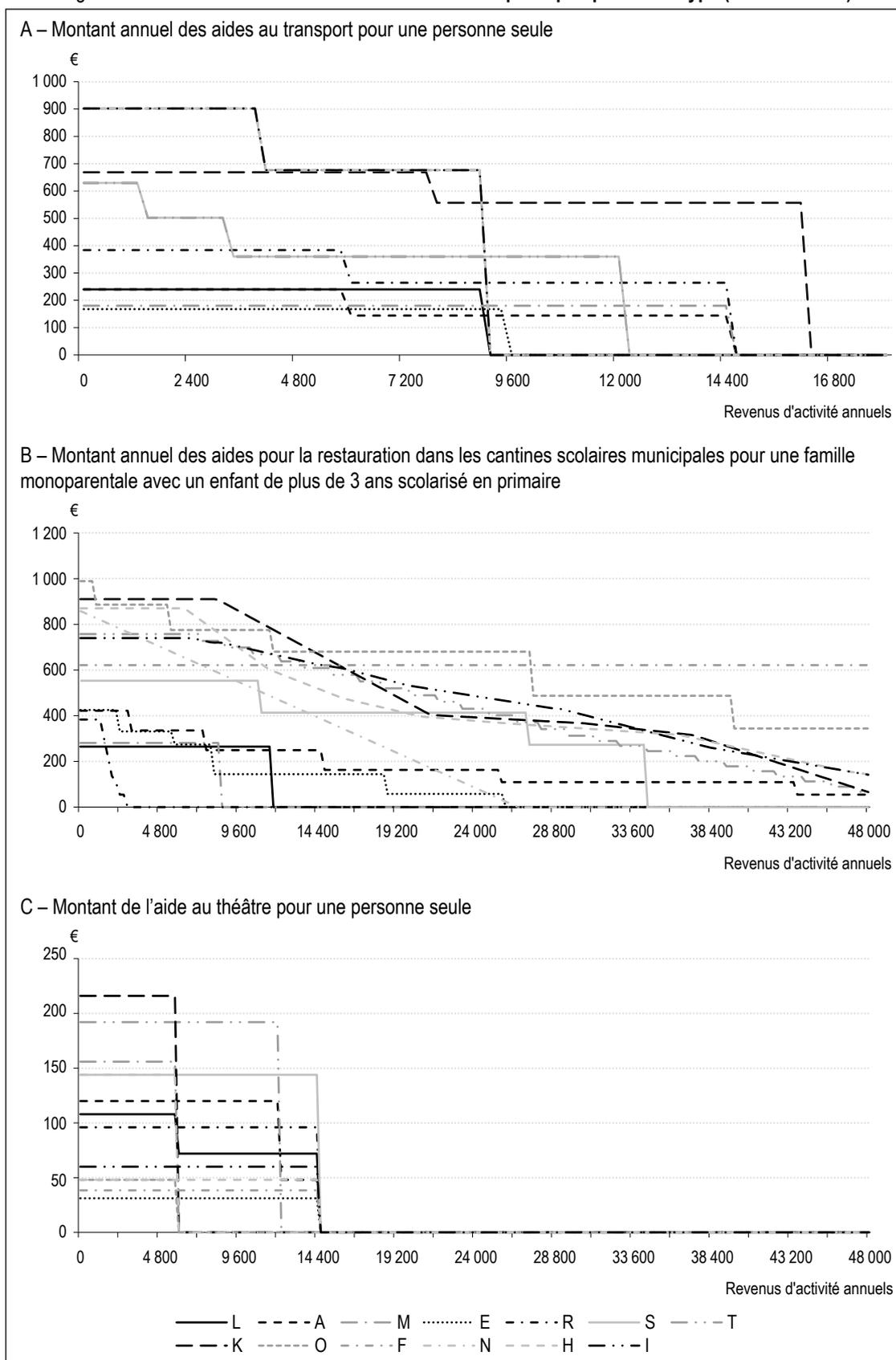
En l'absence de toute régularité, la thématique même des droits connexes présenterait peu d'intérêt dans une perspective de recherche. Au-delà du constat d'extrême diversité, à la fois paramétrique et non paramétrique, dans toutes les dimensions des aides, l'un des résultats essentiels de nos études de 2002 et 2009 résidait dans la mise en évidence d'un trait commun des barèmes des droits connexes : l'aide sociale locale type était de nature forfaitaire (d'un montant fixe) jusqu'à un seuil donné de ressources, et nulle au-delà. Quand le barème comprend plusieurs seuils, l'aide était d'un montant fixe entre ces seuils. Les barèmes des droits connexes avaient donc une allure en marche d'escalier – le plus souvent une seule marche. Ce constat n'est pas incompatible avec le constat précédent d'une extrême diversité des barèmes, dès lors que la hauteur et la taille de la marche sont très différentes selon les aides et les localités. La diversité des barèmes est seulement de nature paramétrique.

L'avantage de ce type de barème, en marche d'escalier, est sa simplicité de mise en œuvre. Dans le cas le plus élémentaire, l'aide est d'un montant unique et accordée aux bénéficiaires sous condition de ne pas dépasser un seuil de ressources donné. Deux paramètres, le montant de l'aide et le seuil de ressources suffisent à définir entièrement le barème. L'inconvénient du point de vue du bénéficiaire est que le cumul de différentes aides de ce type peut induire des pénalités parfois fortes en cas de hausse des ressources des ménages (schéma 1). Lorsque les conditions de ressources sont plus diversifiées et que des aides dégressives coexistent avec des aides forfaitaires, le profil est très différent (schéma 2).

À titre d'illustration, nous comparons le montant total des droits connexes en 2007 et en 2020 pour chaque configuration familiale (figure IV). En 2007 (IV-A) on observe, en moyenne sur les 13 localités de l'échantillon, un profil du type de celui du schéma 1, de droites horizontales qui subissent brutalement une chute verticale

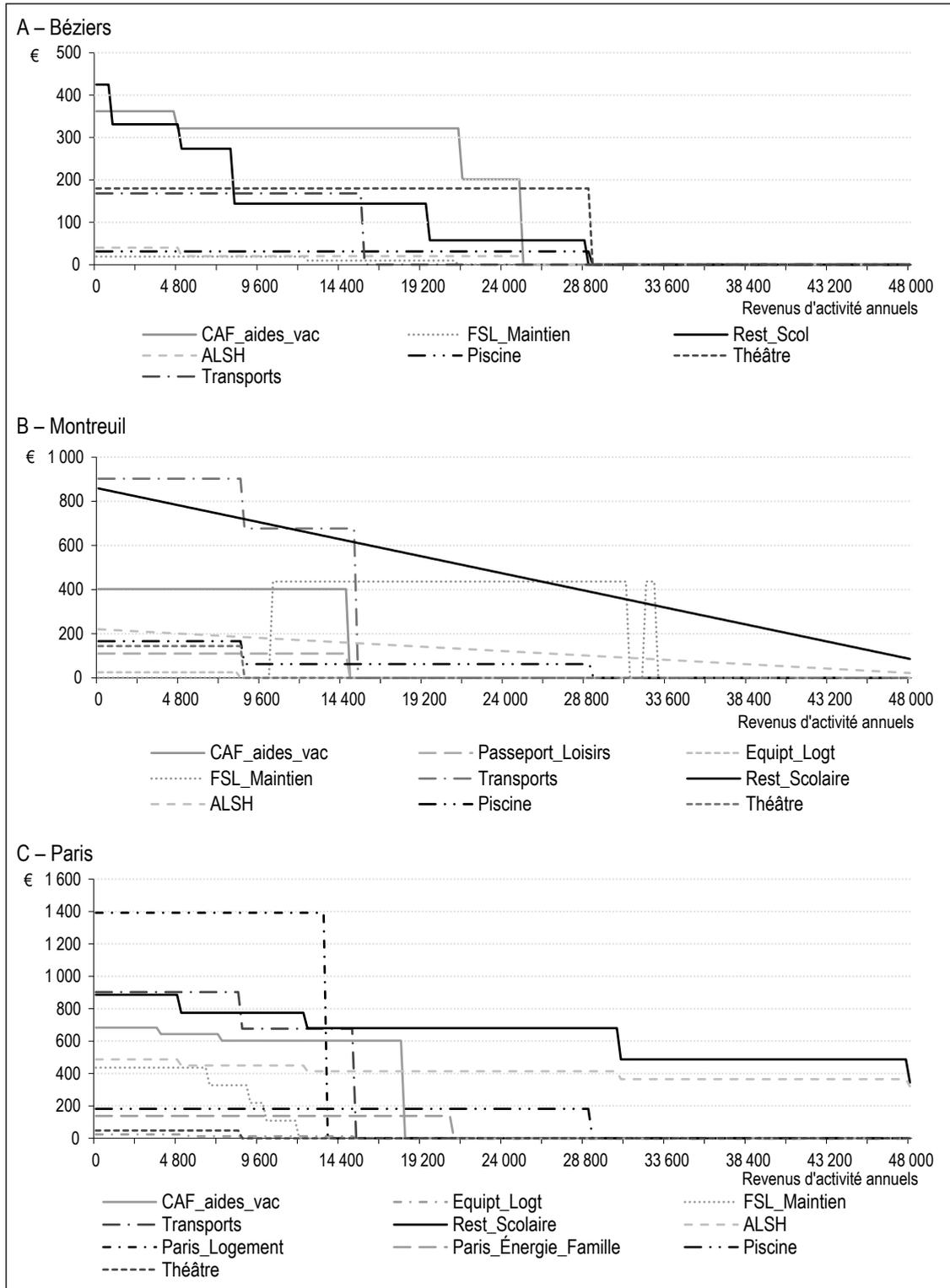
6. Pour des raisons de lisibilité, nous ne représentons que les barèmes des localités déjà recensées en 2007.

Figure II – Montant des aides locales selon la localité pour quelques aides type (données 2020)



Note : l'annexe en ligne (lien à la fin de l'article) présente les profils pour les 20 localités. Voir le tableau A1-1 en annexe 1 pour la correspondance entre la ville et son code.
 Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

Figure III – Montant des aides locales pour un couple avec deux enfants (données 2020)



Note : Paris Logement est une aide de la ville de Paris accordée sous conditions de ressources. Une aide spécifique est offerte aux familles monoparentales et aux familles d'au moins 2 enfants (cas de l'exemple choisi ici).
Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

passé un certain seuil de revenu, correspondant peu ou prou à celui du RMI ou à celui du RSA socle. Cette chute est synonyme d'un effet de seuil qui correspond à une valeur localement infinie du taux marginal de prélèvement et de transfert. Cette hausse du taux marginal affecte

directement l'ensemble des ressources du ménage, puisque, à ce niveau, les taux marginaux implicites à chaque transfert s'additionnent.

Ce profil des transferts locaux en fonction du revenu d'activité est très différent de celui des

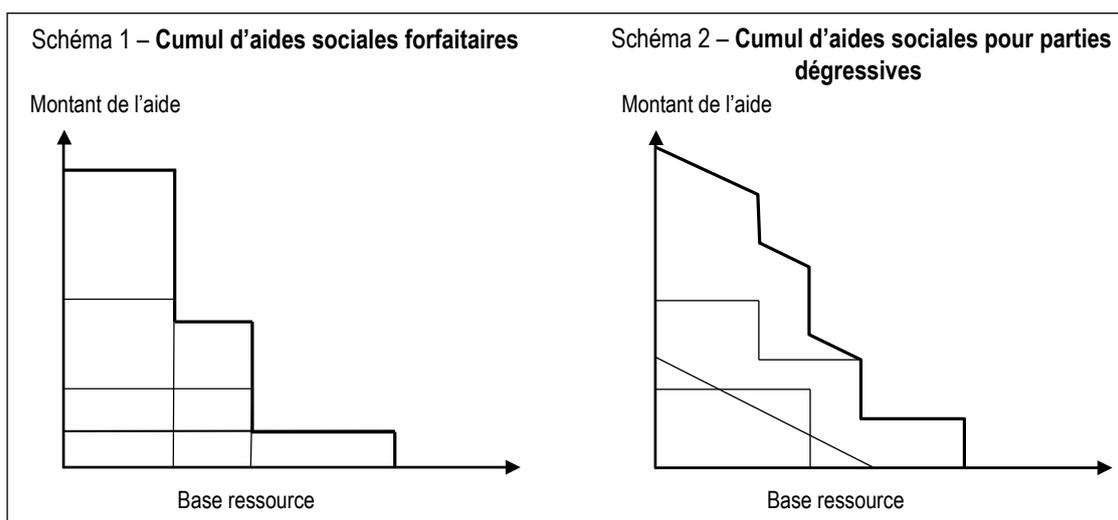
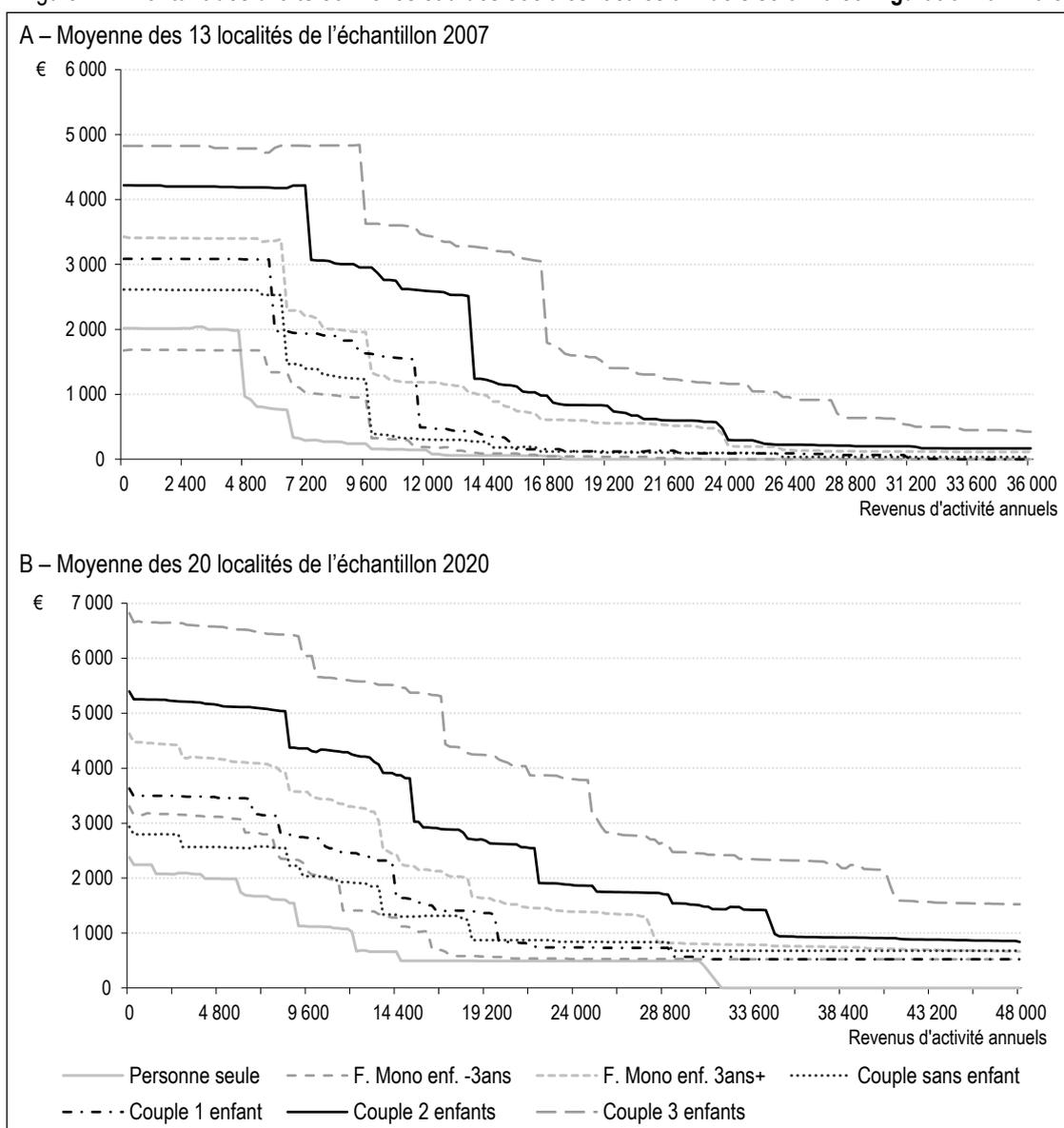


Figure IV – Montant des droits connexes et aides sociales locales annuels selon la configuration familiale



Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

transferts nationaux et légaux. Alors que ces derniers commencent par diminuer fortement avec le revenu brut, les transferts locaux sont stables. Cette stabilité initiale est observée dans toutes les villes et pour la presque totalité des prestations. Puis, alors que les transferts nationaux diminuent moins fortement, les transferts locaux subissent dans la plupart des villes une décroissance rapide avec des effets de seuil parfois brutaux.

En 2020, on observe un profil du type de celui du schéma 2 (figure IV-B) : le montant des droits connexes (en moyenne pour les 20 villes de l'échantillon) diminue de façon moins accidentée avec le revenu d'activité ; ce changement du profil des aides entre 2007 et 2020 ne s'explique pas par la différence d'échantillon entre les deux études. La baisse des aides est beaucoup plus régulière avec le revenu, selon un profil qui évoque plutôt la baisse linéaire du montant du RSA en fonction du revenu d'activité. Ce profil caractéristique est obtenu lorsque les barèmes de certaines aides élémentaires sont dégressifs avec les ressources brutes des ménages. L'encadré 2 illustre cette évolution dans le cas des barèmes sociaux de la restauration scolaire.

Les montants des aides semblent globalement dans le même ordre de grandeur en 2020 et en 2007 si l'on tient compte de la revalorisation du RSA qui est de 28.1 % entre 2007 (où le RMI mensuel était de 441 €) et 2020 (où le RSA atteint 564.79 €). Le changement majeur semble porter sur la forme des barèmes et non sur la générosité des aides.

Les profils observés en moyenne sur l'ensemble des villes des échantillons se retrouvent globalement au niveau de chacune des localités. C'est ce que nous illustrons maintenant, pour deux configurations familiales dans une sélection de localités⁷. Qu'il s'agisse d'une famille monoparentale avec un enfant (figure V) ou d'un couple avec trois enfants (figure VI), on constate visuellement que la marche d'escalier très nette correspondant à la situation avant RSA a été largement érodée en 2020.

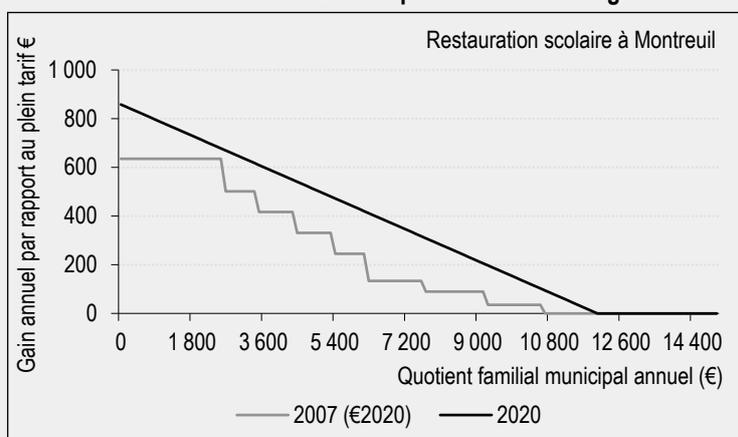
7. L'annexe en ligne présente les profils pour les 20 localités. Lien vers l'annexe en ligne à la fin de l'article.

ENCADRÉ 2 – Illustration de l'évolution des barèmes locaux : l'exemple de la restauration scolaire

À l'exception de certaines communes offrant des tarifs universellement bas à tous les ménages (voire la gratuité comme à Drancy), la restauration scolaire dans les écoles primaires est un service pour lequel la plupart des municipalités proposent des tarifs sociaux progressifs avec les revenus des parents. Un tarif minimum et maximum est défini en fonction des ressources et le tarif payé augmente selon un nombre de tranches variable entre ces deux extrêmes. Ces tarifs municipaux périscolaires ont connu fréquemment des évolutions non paramétriques de leurs barèmes entre les années 2000 et 2020. Dans plusieurs communes, ces aides ont été réformées pour adopter des profils dégressifs, diminuant de manière régulière à chaque euro de ressources supplémentaires, permettant ainsi de faire disparaître les effets de seuils causés par les barèmes par tranches (cf. schéma 1).

Le graphique ci-dessous donne une illustration sur la ville de Montreuil en comparant les économies réalisées par rapport au tarif plein en 2007 et en 2020, suite à une modification du barème de la restauration scolaire.

Transformation d'un barème à palier en barème dégressif



Lecture : en 2007, un ménage dont le quotient familial était inférieur à 2 568 € bénéficiait d'un tarif réduit correspondant à une économie de 635 € de 2020 par rapport au tarif plein.

Source : Equinoxe.



ENCADRÉ 2 – (suite)

Il s'agit de réformes assez coûteuses : on remplace un barème lisible mais avec des effets de seuil par un barème beaucoup plus régulier mais dont le calcul est plus complexe, mobilisant l'équation d'une fonction affine. Dans un certain nombre de cas, le passage d'un barème à l'autre s'est fait en conservant les différentes tranches de revenus et en ajoutant à l'intérieur de chaque tranche une dégressivité spécifique. L'équation diffère donc au sein de chacune des tranches, rendant le calcul du tarif à régler parfois complexe et donc opaque pour les usagers. On donne ci-dessous deux illustrations de tels barèmes :

Les tarifs de la restauration scolaire à Fontenay-sous-Bois et à Lyon

Fontenay-sous-Bois		Lyon	
Tranche de revenu	Tarifs journaliers (€)	Niveau QFM	Tarifs journaliers (€)
1	0.56	1	0.80
2	0.56 à 2.42	2	0.80 à 4.42
3	2.42 à 3.30	3	4.42 à 4.68
4	3.30 à 3.85	4	4.68 à 5.05
5	3.85 à 4.07	5	5.05 à 6.83
6	4.07 à 4.40	6	6.83 à 7.30
7	4.40 à 5.49	7	7.30
8	5.49 à 6.60		

Note : QFM pour Quotient familial municipal.
Source : documents municipaux.

La phase de collecte de l'information a ainsi donné plusieurs exemples où les ménages ne pouvaient connaître précisément le tarif qui leur serait appliqué sans passer au préalable par une inscription sur un portail dédié.

3.4. Les aides locales contribuent désormais au comblement des trappes à pauvreté : une simulation

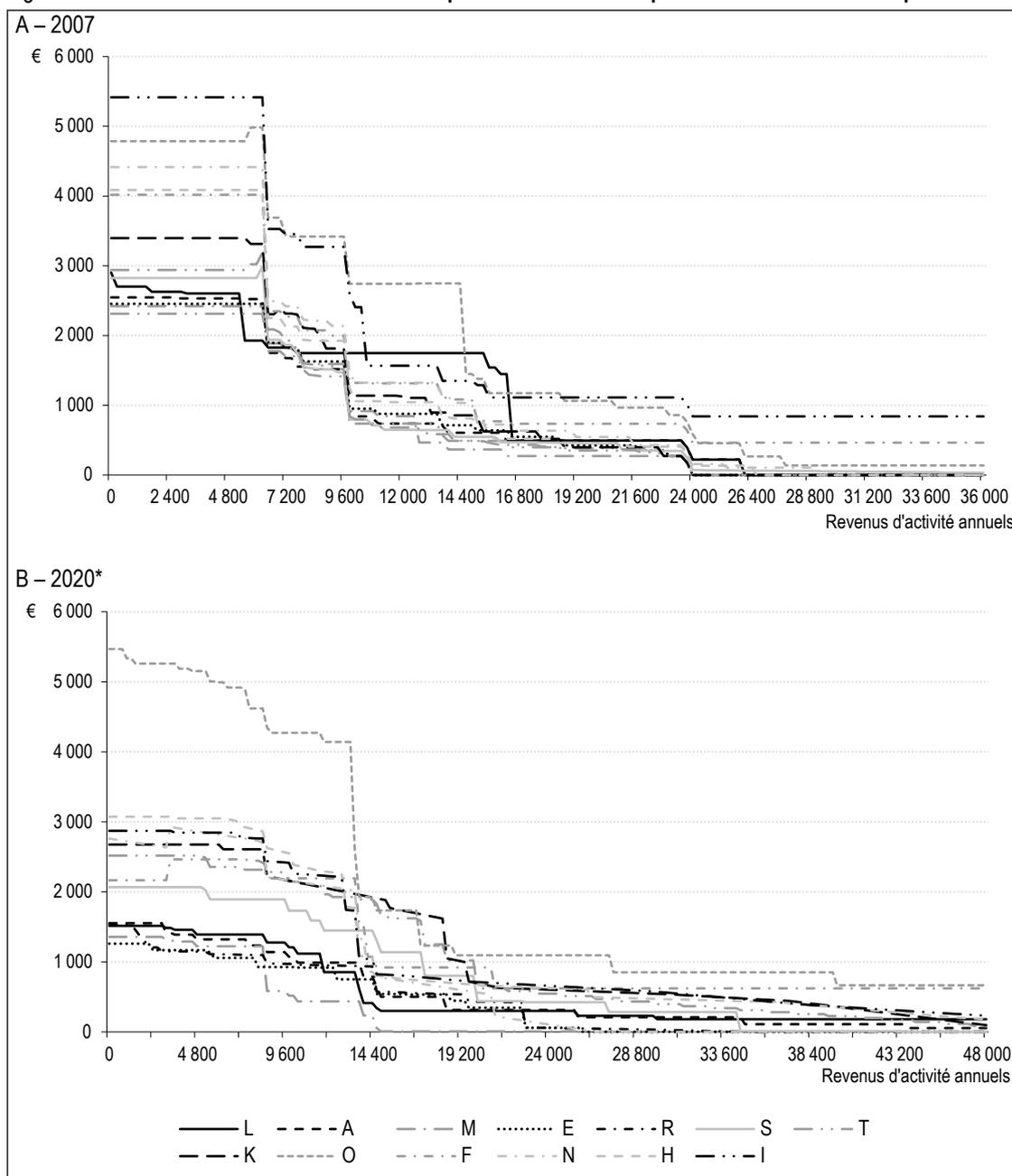
L'un des objectifs du RSA était de faire en sorte que l'emploi rapporte dès la première heure travaillée. Le changement a pour conséquence de contribuer au comblement des trappes à pauvreté, qui correspondent à des situations d'emploi, ou encore des plages de revenus d'activité, où un supplément d'heures travaillées n'augmente pas les ressources nettes des ménages. On ne relève maintenant plus de situation de ce type : le montant des ressources nettes est toujours croissant en fonction des ressources brutes des ménages (voir annexe 2). C'était l'un des objectifs de la réforme du RSA et on constate qu'il y a eu un véritable alignement des barèmes locaux sur le profil du barème national. Dès lors, ce mouvement de convergence a contribué à renforcer les incitations monétaires à l'activité. Les ajustements des aides locales ont été globalement dans le sens poursuivi par les réformes nationales, du RSA en 2008 puis de la prime d'activité en 2016.

Le recours à la notion de taux marginal de prélèvement est une autre façon d'exprimer les incitations monétaires et les trappes à pauvreté. Il s'agit du rapport entre la variation de l'aide perçue par le bénéficiaire et la variation de son revenu d'activité. Dans le cas du RMI, ce taux était de 100 % au-delà de la période

d'intéressement (un gain de 100 € de salaire faisait baisser à terme de 100 € le montant du RMI). Les simulations de notre étude de 2009 avaient souligné que le taux choisi pour le RSA par le gouvernement (38 % de taux marginal, porté à 39 % en 2019) était en deçà de la valeur conduisant à l'apparition locale de situation de trappe à pauvreté.

Il est intéressant d'actualiser ces simulations avec les barèmes des droits connexes de 2020. Compte tenu de l'évolution des barèmes locaux, quel serait aujourd'hui le taux marginal de la prime d'activité conduisant à recréer localement des trappes à pauvreté ? Précisons tout d'abord que dans le cas d'un mécanisme de soutien aux bas revenus à taux marginal constant, dès que l'on augmente le taux marginal de prélèvement, on réduit mécaniquement le montant des aides versées aux ménages pauvres. Le mécanisme est illustré pour le cas de la prime d'activité dans le schéma 3 où l'on compare deux taux de prélèvement, 39 % et 60 % (hors bonification individuelle). La hausse du taux marginal de prélèvement diminue le montant des aides versées aux ménages et réduit la fenêtre d'éligibilité à la prime d'activité. Cela est en contradiction avec l'objet même de ces aides, qui est de soutenir financièrement les publics fragiles. Si l'on s'appuie sur le fameux principe du *maximin* de John Rawls (1971), le critère de justice d'une situation doit s'apprécier du point de vue de l'avantage qu'elle procure aux

Figure V – Montants des droits connexes locaux pour une famille monoparentale avec un enfant de plus de 3 ans



* L'annexe en ligne présente les profils pour les 20 localités.
Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

personnes les moins bien loties de la société. De ce point de vue, le RSA et la prime d'activité sont plus justes que le RMI. Une augmentation du taux de prélèvement marginal sur la prime d'activité contrevient en revanche à ce principe⁸.

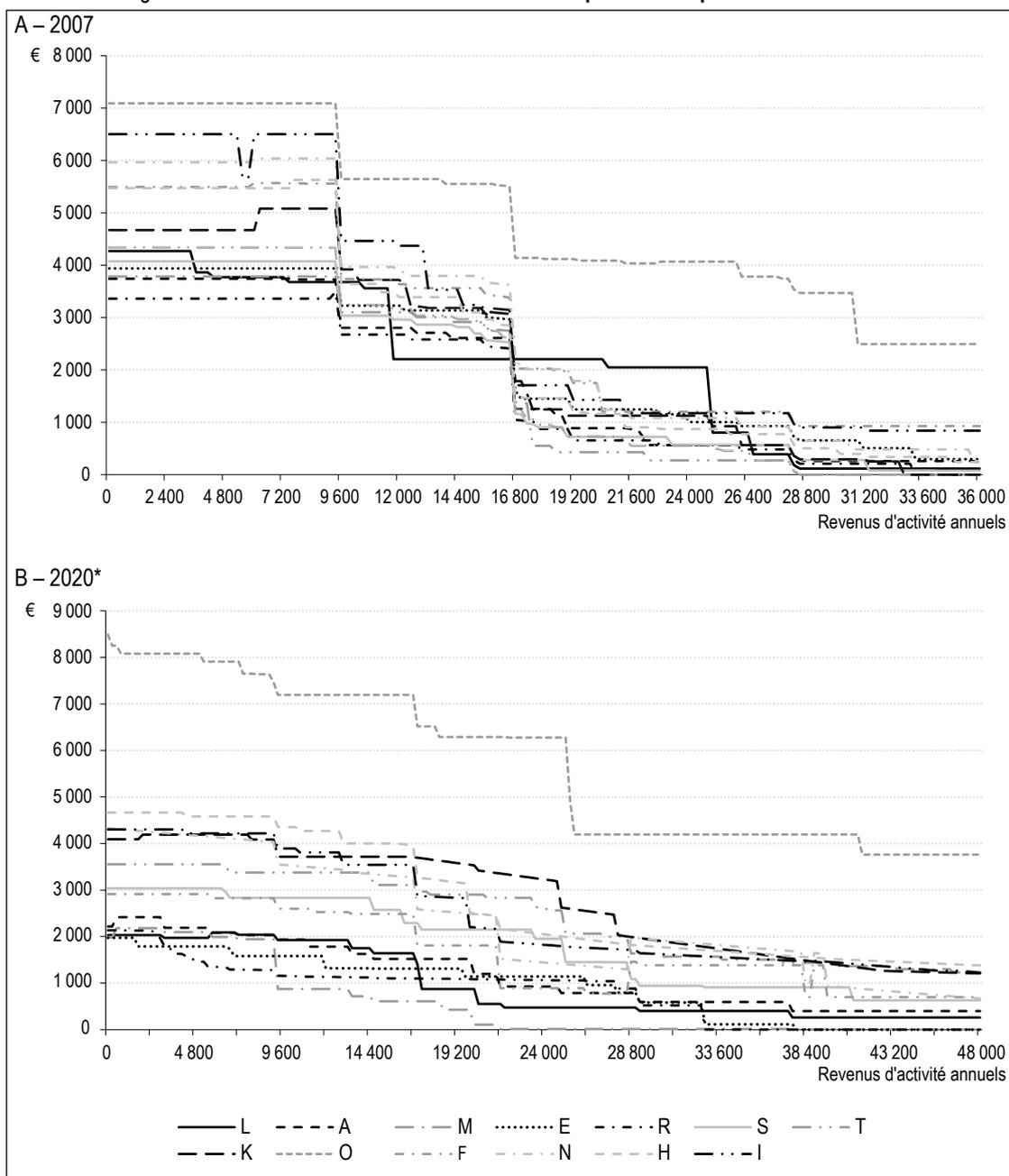
L'objet de notre simulation est ainsi de montrer comment les réformes des droits connexes ont accompagné le caractère « rawlsien » de la réforme du RSA. Nous modifions le taux marginal de prélèvement de la prime d'activité (hors bonification forfaitaire), initialement fixé à 39 %, pour balayer une large gamme de valeurs,

jusqu'à un taux de 100 % qui équivaut à annuler la prime d'activité.

La simulation sur le revenu disponible montre que, par rapport à la situation sans aucune activité professionnelle, les trappes sont absentes tant que le taux marginal de prélèvement n'excède pas 55 % ; au-delà, selon les villes et les configurations familiales, des zones de perte de revenu disponible apparaissent. Le tableau 4 indique,

8. Notons que la hausse de 38 % à 39 % décidée en 2009 a été concomitante d'une augmentation de la bonification individuelle qui complète la Prime d'activité.

Figure VI – Montants des droits connexes locaux pour un couple avec trois enfants



* L'annexe en ligne présente les profils pour les 20 localités.
Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

pour les différentes configurations familiales, le nombre maximal d'heures de travail rémunérées au Smic nécessaires pour gagner davantage que sans aucune activité professionnelle.

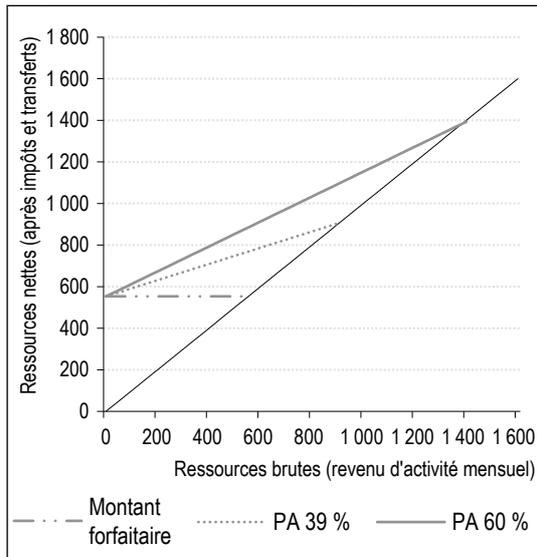
3.5. L'exception parisienne

Un autre résultat intéressant, visible dans les figures V-B et VI-B, est la singularité parisienne (courbe O). Pour chaque configuration familiale, les ménages parisiens ont droit potentiellement à un niveau beaucoup plus élevé d'aides sociales locales, de l'ordre d'environ deux fois la moyenne des autres localités. Ces aides

accessibles aux Parisiens ne sont pas uniquement offertes par la ville de Paris, mais relèvent pour certaines de la Région, notamment l'aide aux transports en commun. L'écart existait déjà en 2007 mais il s'est amplifié depuis.

La différence ne provient pas d'une aide en particulier. Elle s'explique par le nombre d'aides sociales locales accessibles à Paris et par le montant de chacune des aides, en particulier l'aide Paris Logement et les aides aux transports en Île-de-France. Une autre singularité parisienne concerne la taxe d'habitation. Même si sa réforme en cours vise à élargir à toute la population le

Schéma 3 – Lien théorique entre taux marginal, pente de la prime d'activité et point de sortie



Lecture : ce schéma donne le montant des ressources nettes d'un ménage en fonction de ses ressources brutes selon différentes configurations d'aide. En présence d'une allocation purement différentielle comme l'était le RMI, les ressources nettes dessinent une droite horizontale (le taux marginal de prélèvement est de 100 %). Avec une prime d'activité, les ressources nettes augmentent avec le revenu d'activité, d'autant plus que, en moyenne sur les vingt localités, les revenus de transferts d'un couple avec deux enfants dépassent 20 000 € par an lorsque l'on prend en compte les transferts locaux et/ou extra légaux. Pour bénéficier d'un revenu équivalent en occupant un emploi, il faut que le couple cumule 15 550 € de revenus d'activité, correspondant à une durée hebdomadaire de 44h30 au Smic sur l'année.

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

dégrèvement de taxe d'habitation, Paris utilisait déjà à plein l'autonomie que lui laissait l'État pour accorder des abattements particulièrement généreux, notamment pour personne à charge. En comparant les montants payés à Paris avec ceux qui correspondraient aux taux moyens d'imposition et aux abattements légaux minimaux, on montre (avec les hypothèses présentées *supra*) qu'une personne vivant seule, sans enfant, dans un logement de type T1 et avec de faibles ressources « économisait » 670 € de taxe d'habitation, montant qui atteignait 850 € pour une

famille monoparentale avec 1 enfant et 1 150 € pour un couple avec 2 enfants.

Dans les moyennes présentées plus haut, nous avons pris le parti de compter deux fois Paris, au titre des deux arrondissements que nous considérons (le XIV^e et le XIX^e). Les montants des aides étant de simples moyennes arithmétiques non pondérées, ils sont donc tirés vers le haut par Paris. Cet effet de composition masque une réalité visible en comparant les résultats de 2007 et ceux de 2020. Si l'on fait exception de Paris, les aides sociales locales sont en 2020 à un niveau globalement plus faible qu'elles ne l'étaient en 2007. Si l'on exclut Paris de l'échantillon d'observation, le montant des aides locales a donc diminué dans l'absolu, en euros courants. À budget constant, cette baisse du niveau des aides pour les ménages sans ressources rend possible un élargissement de la fenêtre d'éligibilité aux aides.

Si l'on revient à la partie prospective de notre étude publiée en 2009, cette évolution correspond à un mélange du scénario dit de l'étalement, et du scénario dit de transformation des conditions de statut en conditions de ressource à budget identique⁹. Dans les deux cas, à budget constant, il s'agit de donner des aides moins généreuses à davantage de bénéficiaires.

Le cas des ménages résidant à Paris est spécifique. D'un côté, les aides sociales y sont globalement plus généreuses. D'un autre côté, la configuration des différents barèmes d'aides locales semble favoriser l'existence de zones de revenus d'activité, c'est-à-dire de situations de travail, dans lesquelles un supplément d'effort paraît financièrement pénalisé. Les visualisations d'Equinoxe permettent en effet d'identifier de multiples zones de revenus où une heure de

9. Respectivement scénario 3 et scénario 4 de l'étude de 2009.

Tableau 4 – Durées de réservation, en heures de travail hebdomadaires rémunérées au Smic selon différentes pentes pour la prime d'activité

	Taux marginal de prélèvement sur la prime d'activité (%)									
	39	45	50	55	60	65	70	80	90	100
Personne seule	1	1	1	1	24	24	24	24	24	24
Famille monoparentale avec enfant de moins de 3 ans	2	2	2	2	38	38	38	38	38	38
Famille monoparentale avec enfant de plus de 3 ans	2	2	2	2	33	33	33	33	33	33
Couple sans enfant	1	1	1	1	37	38	38	38	38	38
Couple avec 1 enfant	2	2	2	2	2	2	3	4	7	23
Couple avec 2 enfants	1	1	1	2	2	2	2	3	22	26
Couple avec 3 enfants	2	3	3	3	3	4	5	7	24	29

Note : la valeur non nulle à 39 % est liée pour l'essentiel à l'exonération de contribution à l'audiovisuel public des personnes avec un revenu fiscal de référence nul.

Lecture : avec un taux marginal de 60 %, dans une des localités de l'échantillon, une personne seule devrait travailler 24 heures par semaine en étant payée au Smic pour gagner autant que sans revenu d'activité.

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

travail supplémentaire induit une perte de revenu. Dans la figure VII, qui se focalise sur les barèmes parisiens, on observe effectivement plusieurs zones de revenus d'activité pour lesquelles un supplément de ressources brutes donne lieu à une baisse de ressources nettes. À Paris, les préconisations du rapport Desmarescaux semblent donc avoir été dépourvues d'effets.

Un examen plus détaillé par configuration familiale indique que ce phénomène de trappe locale est totalement expliqué par les barèmes des aides locales. En superposant les montants de revenus disponibles avec et sans aides sociales locales pour différentes configurations familiales, il apparaît clairement que ce sont les barèmes des aides locales qui creusent des trappes à pauvreté (figure VIII). Ces anomalies de barèmes sont repérables localement, de façon plus ou moins marquée, pour presque toutes les configurations de ménages parisiens.

On peut quantifier de manière plus précise l'effet négatif des barèmes locaux parisiens. Il est courant de parler de « trappes à inactivité » (ou à chômage, à pauvreté) lorsque la reprise d'emploi n'améliore pas le revenu total voire est coûteuse financièrement. La mise en place du RSA en 2009 (puis de la prime d'activité en 2016) visait explicitement à lutter contre les trappes que générait le RMI dont le niveau baissait après une période de transition d'un montant équivalent au supplément de salaire associé à une reprise d'emploi (Anne & L'Horty, 2002). On vérifie que, même

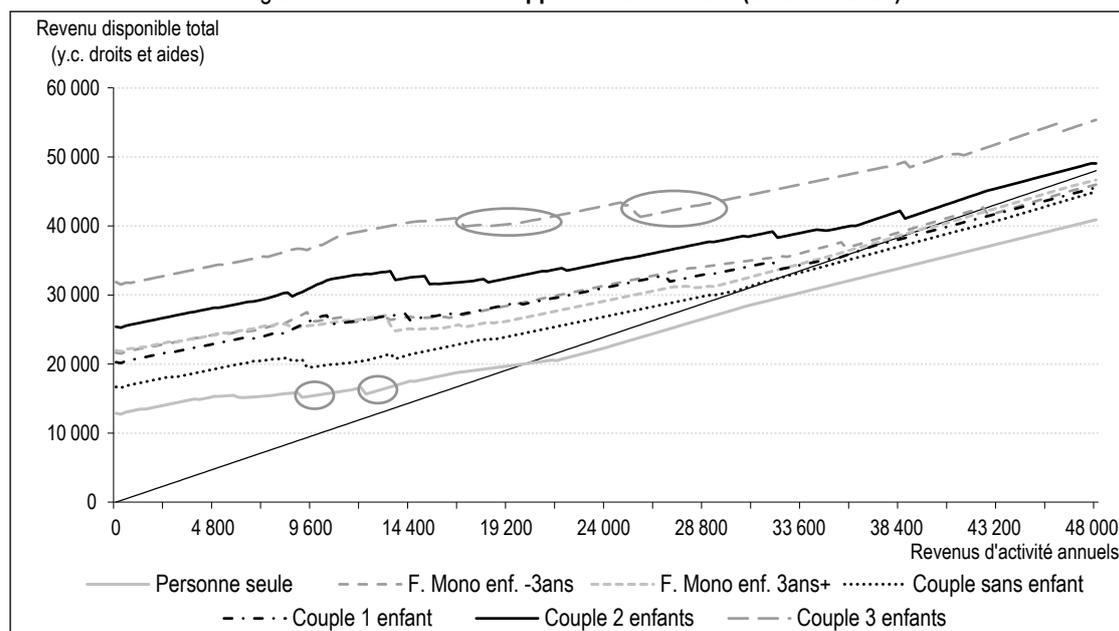
pour les ménages parisiens, il n'existe plus de situation où la reprise d'un emploi fasse perdre du revenu disponible par rapport à une situation sans aucune activité (figure VIII). Le RSA et la prime d'activité jouent leur rôle de ce point de vue. En revanche, il apparaît des niveaux de salaire pour lesquels une augmentation de l'activité fait diminuer le revenu disponible, du fait de la disparition d'aides suffisamment généreuses pour compenser le supplément salarial.

Le tableau 5 présente, pour les différentes configurations familiales à Paris, le niveau de revenu d'activité où apparaissent de telles « trappes locales », et celui de la fin de trappe, c'est-à-dire lorsque le revenu disponible redevient au moins équivalent à celui précédant la trappe et la traduction, en nombre d'heures de travail rémunérées au Smic, du supplément d'activité nécessaire pour sortir de cette trappe¹⁰. On trouve aussi dans d'autres localités de notre échantillon de telles situations de trappes locales, mais elles ne sont jamais aussi importantes.

Si l'on se penche sur les barèmes des différentes aides, on constate sans surprise que ces trappes sont la conséquence de la disparition d'aides à barème unique ou faiblement dégressives (cf. schéma 1). L'extinction de l'aide au transport explique ainsi la trappe constatée

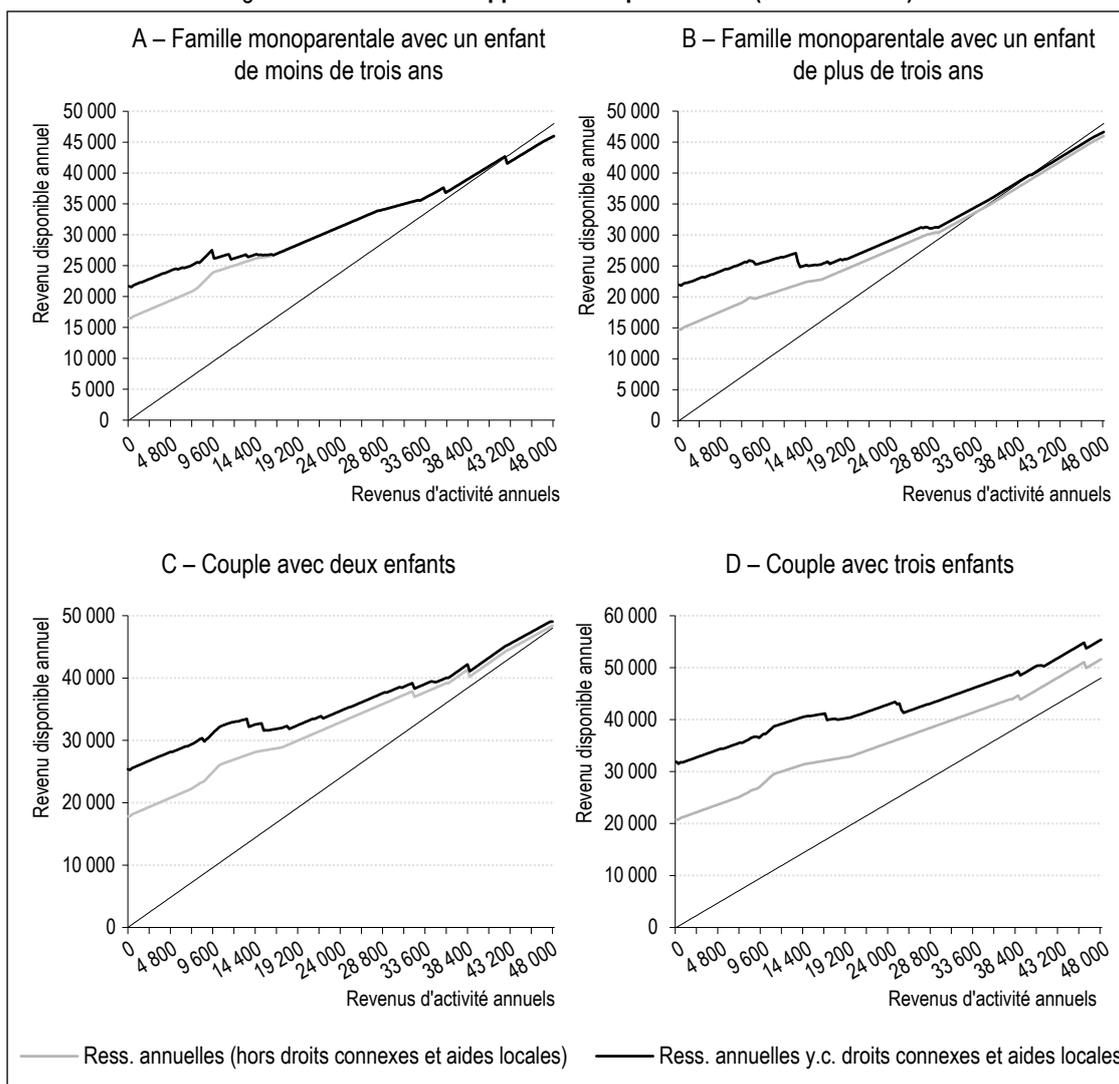
10. Rappelons une fois de plus que ces calculs portent sur des droits potentiels accessibles aux ménages, sous les hypothèses d'usage présentées en section 2. Le recours effectif à ces aides n'est pas étudié ici.

Figure VII – Présence de trappes locales à Paris (données 2020)



Note : quatre exemples de trappe à pauvreté sont matérialisés sur le graphique ; ils sont repris dans le tableau 5.
 Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

Figure VIII – Détail des trappes locales parisiennes (données 2020)



Lecture : à Paris, sous les hypothèses précisées des tableaux 1 et 2, un couple avec 3 enfants sans aucun revenu d'activité, avait droit grâce aux aides nationales à des ressources annuelles de 20 770 €. À ces ressources nationales s'ajoutaient des droits connexes et aides locales d'un montant théorique de 11 105 €, fournissant à ce ménage type des ressources totales de 31 875 €. Source et champ : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS. Aides accessibles selon la configuration familiale et les ressources pour un ménage résidant à Paris (depuis au moins 3 ans pour les aides au logement).

Tableau 5 – Les trappes à pauvreté locales à Paris

	Revenu d'activité annuel en €		Équivalent en nombre d'heures de Smic hebdo
	début de trappe*	fin de trappe**	
Personne seule 1 ^{ère} trappe	8 880	10 800	4.6
Personne seule 2 ^{ème} trappe	12 000	13 440	3.4
Parent isolé avec enfant -3 ans	9 360	17 760	20.1
Parent isolé avec enfant +3 ans	13 200	20 640	17.8
Couple sans enfant	8 400	12 720	10.3
Couple 1 enfant	10 320	13 680	8.0
Couple 2 enfants	13 440	21 120	18.4
Couple 3 enfants 1 ^{ère} trappe	16 800	21 120	10.3
Couple 3 enfants 2 ^{ème} trappe	24 720	30 240	13.2

* revenu d'activité annuel pour lequel une augmentation du temps de travail se traduit par une baisse du revenu disponible.

** niveau du revenu d'activité permettant de retrouver un revenu disponible équivalent à celui du début de la trappe.

Note : les 1^{ère} et 2^e trappes sont celles matérialisées sur la figure VII.

Lecture : à Paris, sous les hypothèses retenues, un ménage isolé avec un enfant de moins de 3 ans, travaillant pour un salaire annuel de 9 360 €, voyait son revenu disponible baisser s'il augmentait son activité professionnelle. Il retrouvait un revenu disponible équivalent à condition d'obtenir un salaire de 17 760 €, ce qui représente une augmentation de son temps de travail de 20 heures par semaine rémunérées au Smic.

Source : Equinoxe 2020, TEPP-CNRS.

pour une personne seule¹¹. Les nombreuses aides relatives au logement proposées à Paris (en plus de l'aide du Fonds de solidarité logement présente dans tous les départements français) expliquent les autres trappes. Le coût du logement, particulièrement élevé à Paris, justifie cette orientation locale. Les Parisiens peuvent bénéficier selon leurs ressources et leur situation familiale de plusieurs aides¹² : Paris Logement, Paris Logement Familles, Paris Logement Familles Monoparentales, Paris Énergie Famille, Paris Forfait Familles.

En outre, comme nous l'avons déjà indiqué, Paris utilise largement son autonomie pour réduire le montant de la taxe d'habitation des ménages à faibles ressources et avec charges de famille. Néanmoins, l'effet de cette aide locale est assez faible dans nos calculs. En effet, le montant de la taxe d'habitation est proportionnellement faible à Paris, y compris pour les ménages disposant de revenus d'activité ; le gain pour les ménages à faibles ressources est donc assez limité. D'autre part – et ce n'est pas propre à Paris – l'élargissement en cours depuis 2018 du dégrèvement de la taxe d'habitation constitue un « droit connexe national » qui profite à l'ensemble des ménages quels que soient leurs revenus d'activité ; les effets de seuil sont donc absents et cette aide n'est pas génératrice de trappes.

L'offre d'aides locales pour les Parisiens (qu'elles soient communales ou régionales) est donc cohérente avec les caractéristiques de la ville-capitale, notamment en termes de coût du logement et des transports. En revanche, l'absence d'évolution des types de barèmes aboutit à creuser localement des trappes à pauvreté que d'autres communes sont parvenues à faire disparaître par des changements non paramétriques. Dans notre petit échantillon de 20 localités, Paris est la seule ville à présenter cette configuration, mais en toute rigueur, on ne peut pas exclure qu'il existe d'autres localités en France suivant le même modèle que Paris. Compte tenu de la diversité et de la générosité des aides parisiennes, nous pensons néanmoins qu'il s'agit bien d'une singularité parisienne, tout en rappelant que celle-ci ne relève pas uniquement des autorités locales de la commune-département particulière qu'est Paris, mais également d'aides régionales. En revanche, notre recherche ne montre que très peu de différences intra-muros entre les deux arrondissements étudiés. Les tarifs de la restauration scolaire ont par exemple été unifiés sur l'ensemble des arrondissements parisiens depuis 2010. Ceux des piscines municipales sont identiques dans les deux arrondissements étudiés.

Seuls les tarifs réduits des théâtres présentent des différences locales.

* *
*

L'étude des barèmes des aides sociales locales révèle une transformation du profil général des aides entre les premiers inventaires réalisés en 2001 et 2007 et ce nouvel état des lieux, en 2020. Cette transformation de la forme générale des barèmes des aides sociales locales va clairement dans le sens d'une érosion des effets de seuil associés aux barèmes antérieurs. Ce faisant, les pics des taux marginaux de prélèvement et de transfert générés par les barèmes des aides sociales locales, eux-mêmes le plus souvent en forme de marches d'escalier, ont été progressivement écrêtés. Les barèmes des aides locales ont évolué dans le sens d'une plus grande dégressivité, à l'image du passage du RMI au RSA. Tout se passe comme si les barèmes locaux avaient imité le barème national du revenu minimum. Les barèmes avec une marche d'escalier s'accordaient au RMI, purement différentiel à long terme, au-delà du mécanisme d'intéressement. Désormais, ce sont des barèmes plus dégressifs qui sont mis en œuvre à l'image de celui du RSA.

Les dispositifs nationaux de revenu minimum semblent ainsi exercer un rôle directeur pour les barèmes des aides sociales locales. Comme le RMI, le RSA a influencé les modalités d'attribution des aides sociales locales facultatives. Les conditions de ressources sont couramment basées sur les seuils du RSA lorsque celui-ci ne constitue pas une condition de statut pour les obtenir. Les aides sont susceptibles d'être ajustées par les décideurs locaux à la suite de réformes nationales, du RSA ou de la prime d'activité. L'étude montre que le rôle directeur des réformes nationales concerne également la forme même des barèmes des aides sociales locales.

Depuis la mise en œuvre du RSA, les aides locales sont devenues globalement moins généreuses pour les ménages les plus pauvres et les conditions de ressources pour en bénéficier ont été élargies. Le montant des aides locales a effectivement diminué dans l'absolu, en euros

11. La Région Île-de-France propose deux barèmes sociaux pour les transports (gratuité ou 75 % de réduction), mêlant conditions de statut (RSA, ASS, CSS) et de ressources. Pour ne pas donner un poids excessif à cette aide, nous avons posé comme hypothèse qu'un seul membre du ménage la percevait.

12. Plusieurs aides parisiennes spécifiques n'ont pas été intégrées du fait des hypothèses et cas-types retenus dans cette étude (aides pour les handicapés, aides à l'amélioration de l'habitat, etc.).

courants. À budget constant, la baisse du niveau des aides pour les ménages sans ressources rend possible un élargissement de la fenêtre d'éligibilité. Cette transformation d'ensemble est conforme aux recommandations du rapport de la mission parlementaire sur les droits connexes (Desmarescaux, 2009) et elle est cohérente avec les résolutions prises à l'époque par l'ensemble des offreurs d'aide. Sans pouvoir établir une causalité, nous constatons la cohérence du mouvement d'ensemble avec les engagements des institutions impliquées dans la conception des dispositifs d'aides sociales locales.

La présente étude, appuyée sur un échantillon de 20 localités de France métropolitaine, ne peut prétendre constituer un échantillon représentatif même s'il réunit au total 4.6 millions d'habitants. Notre démarche consiste à rechercher des caractéristiques communes à l'ensemble de ces localités, sélectionnées pour leur diversité en

termes de taille et de localisation. À ce stade, nous constatons une exception parisienne : d'un côté, les aides sociales y sont globalement plus généreuses ; d'un autre côté, les barèmes d'aides locales favorisent l'existence de zones de revenus d'activité, c'est-à-dire de situations de travail, dans lesquelles un supplément d'effort est financièrement pénalisé.

On peut évoquer pour conclure les contreparties négatives de cette convergence des barèmes. Le changement s'est effectué au prix d'une ingénierie croissante et d'une complexité plus grande des conditions de distribution des aides. En outre, des barèmes plus dégressifs peuvent être moins directement lisibles par les bénéficiaires et le montant des aides perçues varie plus fréquemment avec le revenu d'activité. Et il faut recueillir davantage d'informations pour déterminer les montants des aides, ce qui augmente sans doute les coûts de gestion des aides. □

Lien vers l'annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6328073/ES530-31_Ane-LHorty_Annexe-en-ligne_Online-appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Anne, D. & L'Horty, Y. (2002).** Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi. *Économie et Statistique*, 357-358, 49–78. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7664>
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2009).** Aides sociales locales, revenu de Solidarité active (RSA) et gains du retour à l'emploi. *Économie et Statistique*, 429-430, 129–157. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8066>
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2012).** The RSA and back-to-work incentives in France. *International Social Security Review*, 65(3), 77–100. <https://doi.org/10.1111/j.1468-246X.2012.01437.x>
- Bargain, O., Carcillo, S., Lehmann, E. & L'Horty, Y. (2017).** Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires. *Notes du Conseil d'Analyse Économique*, 41(5), 1. <https://doi.org/10.3917/ncae.041.0001>
- Bargain, O. & Terraz, I. (2003).** Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'emploi. *Économie & prévision*, 160-161, 121–147. <https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6924>
- Bargain, O. & Vicard, A. (2014).** Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans. *Économie et Statistique*, 467-468, 61–69. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10247>
- Bourguignon, F. (1998).** *Fiscalité et redistribution*. Conseil d'Analyse Économique, rapport N° 11. La documentation française. <https://www.cae-eco.fr/Fiscalite-et-redistribution>
- Cahuc, P. & Prost, C. (2015).** Améliorer l'assurance chômage pour limiter l'instabilité de l'emploi. *Notes du conseil d'analyse économique*, 24, 1–12. <https://doi.org/10.3917/ncae.024.0001>
- Chanchole, M. & Lalanne, G. (2012).** Photographie du système socio-fiscal et de sa progressivité. *Économie & prévision*, 200-201(2), 19–40. <https://doi.org/10.3917/ecop.200.0019>
- Chareyron, S. (2018).** Pauvreté et non-recours aux dispositifs sociaux : l'étude du RSA « socle seul ». *Économie & prévision*, 1(1), 41–59. <https://doi.org/10.3917/ecop.213.0041>
- CSERC (1997).** *Minima sociaux, entre protection et insertion*. La documentation Française. <http://www.cerc.gouv.fr/rapports/cserc/cserc4.pdf>
- Desmarescaux, S. (2009).** Mission parlementaire sur les droits connexes locaux dans le cadre de la généralisation du RSA. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/094000221.pdf>
- Gurgand, M. & Margolis, D. (2008).** Does Work Pay in France? Monetary Incentives, Hours Constraints and the Guaranteed Minimum Income. *Journal of Public Economics*, 92(7), 1669–1697. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.10.008>

- Hagneré, C. & Trannoy, A. (2001).** L'impact conjugué de trois ans de réformes sur les trappes à inactivité. *Économie et Statistique*, 346-347, 161–179. <https://doi.org/10.3406/estat.2001.7434>
- Laroque, G. & Salanié, B. (1999).** Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail. *Économie et Statistique*, 328, 3–19. <https://doi.org/10.3406/estat.1999.6341>
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2003).** La distribution des incitations financières au travail en France : l'évaluation du modèle Myriade. *Économie & prévision*, 160-161, 23–48. <https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6920>
- Lehmann, E. (2016).** À la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu. *Revue française d'économie*, XXXI, 153–185. <https://doi.org/10.3917/rfe.161.0153>
- Rawls, J. (1971).** *A Theory of Justice*. Oxford: O.U.P.
- Sicsic, M. (2018).** Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 13–35. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1955>
- Simonnet, V. & Danzin, E. (2014).** L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants. *Économie et Statistique*, 467-468, 91–116. <https://doi.org/10.3406/estat.2014.10248>
-

Tableau A1-1 – Les 20 localités de l'étude

Ville	Code	Nombre d'habitants*	Département	Région	Taux de pauvreté (en %)**	Année(s) de collecte antérieure(s)
Arles	A	53 000	Bouches-du-Rhône	Provence-Alpes-Côte d'Azur	20.8	2007
Arras	B	41 000	Pas-de-Calais	Hauts-de-France	14.1	2001
Amiens	C	133 000	Somme	Hauts-de-France	16.1	2001
Belley	D	9 000	Ain	Hauts-de-France	10.8	2001
Béziers	E	76 000	Hérault	Occitanie	23.5	2007
Drancy	F	70 000	Seine-Saint-Denis	Île-de-France	17.2	2007
Evry	G	55 000	Essonne	Île-de-France	15.3	2007
Fontenay-sous-Bois	H	54 000	Val-de-Marne	Île-de-France	17.4	2007
Ivry-sur-Seine	I	62 000	Val-de-Marne	Île-de-France	17.4	2007
Le Mans	J	143 000	Sarthe	Pays de la Loire	13.6	2001
Lyon	K	516 000	Rhône	Auvergne-Rhône-Alpes	13.6	2001 et 2007
Marseille	L	863 000	Bouches-du-Rhône	Provence-Alpes-Côte d'Azur	21.9	2001 et 2007
Martigues	M	49 000	Bouches-du-Rhône	Provence-Alpes-Côte d'Azur	14.5	2007
Montreuil	N	107 000	Seine-Saint-Denis	Île-de-France	22.2	2001
Paris (XIV ^e et XIX ^e arr.)	O et P	2 150 000	Paris	Île-de-France	17.4	2001 et 2007
Pecquencourt	Q	6 000	Nord	Hauts-de-France	19.4	2001
Sète	R	44 000	Hérault	Occitanie	19.5	2007
Tourcoing	S	97 000	Nord	Hauts-de-France	23.6	2007
Villeneuve-d'Ascq	T	62 000	Nord	Hauts-de-France	14.9	2007

* Au recensement 2015.

** En 2018, à l'échelle de la zone d'emploi Insee. Le taux national est de 14.8 %.

Tableau A1-2 – Calcul de la valeur locative brute

Commune	VLM en 2019	Valeur de 6 mois de loyers estimés pour un T3
Paris	6 555	6 546
Marseille	3 163	3 802
Arras	2 773	2 535
Lyon	3 521 (EPCI=3 764)	3 802

ANNEXE 2

BARÈMES DES TRANSFERTS

Figure A2-I – Transferts nationaux et légaux selon le revenu d'activité

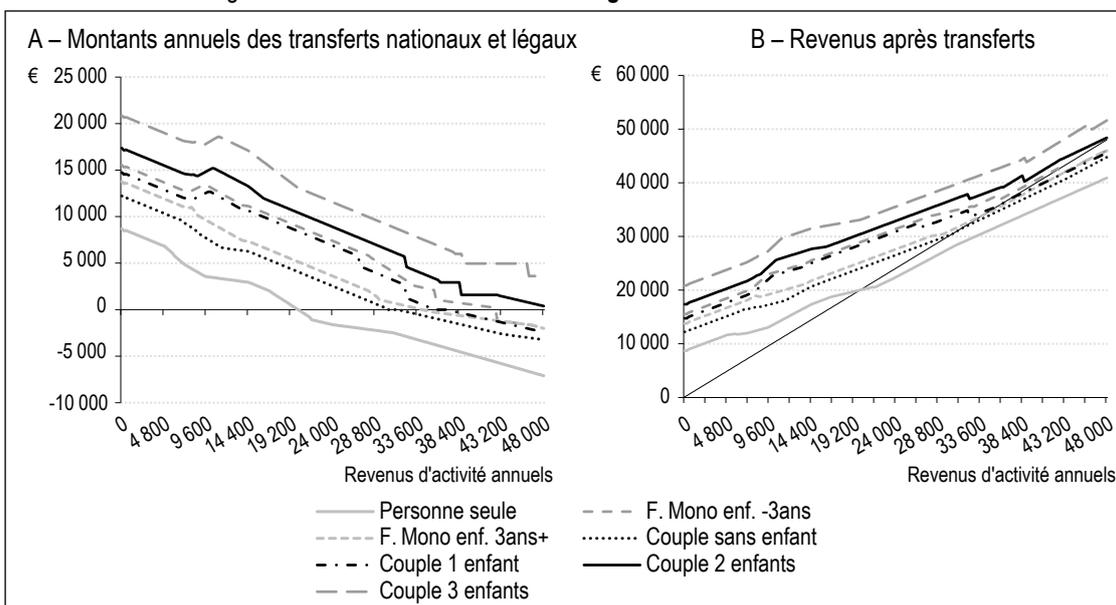
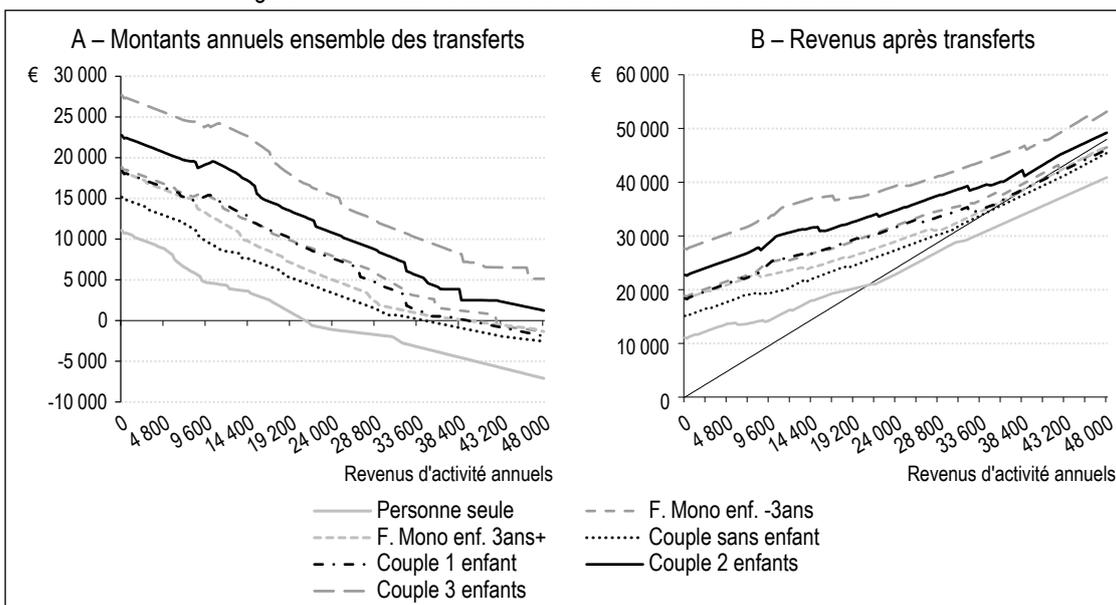


Figure A2-II – Ensemble des transferts selon le revenu d'activité



Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation

Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation

Félix Paquier* et Michaël Sicsic**

Résumé – Cette étude évalue les effets sur les inégalités de niveau de vie et les finances publiques de la transformation de l’ISF en IFI, de la mise en place du PFU et de la hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine en France en 2018. Pour cela, nous mobilisons le modèle de microsimulation INES et l’ERFS, que nous complétons en imputant le patrimoine détenu par chaque ménage à partir de l’enquête Patrimoine et des données fiscales sur l’ISF et l’IFI. À court terme, l’effet positif de ces réformes sur les niveaux de vie est très concentré dans le haut de la distribution, même si les gains sont limités par la hausse de la CSG. Le coût pour les finances publiques est de 3.4 milliards d’euros par an. Les effets de comportement de court terme sur les dividendes reçus par les ménages, s’ils conduisent à des recettes publiques supplémentaires, accentuent encore la hausse de niveau de vie des plus aisés.

Abstract – This study assesses the impact on standard of living inequality and public finances of the transition from the tax on wealth (ISF) to a tax on real estate assets (IFI), the introduction of a flat-rate tax on capital income (PFU), and the increase of the social tax (CSG) on capital income in 2018. We achieve this through the use of the INES microsimulation model and the ERFS data, which we supplement by imputing the wealth held by each household on the basis of the Household Wealth survey (enquête Patrimoine) and tax data on the ISF and IFI. In the short term, the positive impact of these reforms on standards of living is highly concentrated at the top end of the distribution, although the gains are limited by the increase in the CSG. The cost to public finances is 3.4 billion euros per year. Although they lead to additional public revenues, the short-term behavioural effects of the flat tax on the dividends received by households further accentuate the rise in the standard of living of the wealthiest households.

Codes JEL / JEL Classification : D31, D63, H20, H23, H31

Mots-clés : évaluation de politique publique, microsimulation, inégalités, impôt de solidarité sur la fortune, prélèvement forfaitaire unique

Keywords: public policy evaluation, microsimulation, inequality, tax on wealth, flat-rate tax on capital income

* Insee (felix.paquier@insee.fr) ; ** Insee et CRED, Université Paris 2 Panthéon-Assas (michael.sicsic@insee.fr)

Les auteurs remercient Kevin Schmitt pour sa collaboration sur les imputations de patrimoine dans le modèle Ines. Ils remercient également Clément Dherbécourt, Simon Fredon, Céline Grislain-Létrémy, Sylvie Le Minez, Céline Marc, Émilie Raynaud, Laurence Rioux, deux rapporteurs anonymes, ainsi que les participants au séminaire DSDS de l’Insee (février 2020) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de l’article.

Reçu en mai 2020, accepté en mars 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

Citation: Paquier, F. & Sicsic, M. (2022). Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 27–42 (First published online: September 2021). doi: 10.24187/ecostat.2022.530.2066

Évaluer les réformes de la fiscalité du capital est un enjeu important de politique publique à double titre. Premièrement, la fiscalité du capital peut apparaître comme un exemple exacerbé de l'arbitrage entre efficacité et équité : d'une part le capital est très inégalement réparti¹, davantage que les revenus du travail (Garbinti & Goupille-Lebret, 2019), faisant de sa taxation un outil important de lutte contre les inégalités ; d'autre part, les revenus du capital sont plus sensibles que les revenus du travail aux incitations fiscales (Kleven & Schulz, 2014), ce qui pourrait abaisser le taux de taxation maximisant les recettes publiques (Lefebvre *et al.*, 2020). Deuxièmement, peu de résultats sont connus sur la fiscalité du capital, très peu d'études ayant été réalisées sur ce sujet pourtant très important pour la politique économique. En 2018, trois réformes des prélèvements fiscaux et sociaux ont ciblé directement les ménages détenteurs de patrimoine en France : (i) la transformation de l'impôt sur la fortune (ISF) en impôt sur la fortune immobilière (IFI), (ii) la mise en place d'une imposition forfaitaire des revenus de placements financiers au titre de l'impôt sur le revenu et la fin de l'imposition de ces revenus au barème progressif, (iii) l'augmentation du taux de la contribution sociale généralisée (CSG) payée sur les revenus du patrimoine. Les deux dernières réformes constituent la mise en place d'un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 30 % pour une partie des revenus du patrimoine, égal à la somme du prélèvement forfaitaire de 12.8 % au titre de l'impôt sur le revenu et des prélèvements sociaux dont le taux atteint 17.2 % avec la hausse de la CSG.

Cette étude a pour but d'évaluer, à l'aide du modèle de microsimulation INES, les effets de ces trois réformes sur les inégalités de niveau de vie et sur le budget de l'État. Nous utilisons principalement pour cela l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS), base de données privilégiée à l'Insee pour produire les indicateurs d'inégalités de niveaux de vie, et à laquelle est adossé le modèle de microsimulation INES. Pour évaluer l'effet des réformes, on calcule les montants de prélèvements – ISF, impôt sur le revenu et CSG – contrefactuels, c'est-à-dire qui auraient été payés en 2018 par les ménages en l'absence de réforme. L'effet des réformes est obtenu en comparant ces montants aux montants d'IFI, d'impôt sur le revenu et de CSG calculés en appliquant les réformes de 2018. Néanmoins, cette évaluation comporte au moins trois difficultés.

D'abord, il n'existe pas de base de données permettant de disposer pour un même échantillon de ménages de toutes les composantes prises en compte pour calculer leur niveau de vie² et l'impôt sur la fortune³. Les analyses présentées dans cet article s'appuient donc sur une imputation dans l'ERFS des montants de différents types de patrimoine détenus par les ménages (Paquier *et al.*, 2019). Cette imputation a été réalisée en combinant plusieurs approches méthodologiques et plusieurs sources de données (l'enquête Patrimoine de l'Insee et les données sur l'ISF et l'IFI mises à disposition par la DGFIP) afin d'affecter aux ménages de l'ERFS des montants de patrimoine les plus précis possible.

La deuxième difficulté tient au fait que l'effet du PFU est différent selon l'année sur laquelle l'analyse est effectuée. D'abord, l'impôt payé sur les revenus du patrimoine en 2018 est constitué pour partie d'impôts payés sur les revenus de 2017, pour lesquels la législation entrée en vigueur en 2018 ne s'applique pas encore. Par ailleurs, certains types de revenus du patrimoine (intérêts des plans épargne logement, par exemple) ne sont pas soumis au PFU dès son entrée en vigueur, mais le sont à plus long terme.

Enfin, plusieurs éléments suggèrent que la mise en place du PFU et la suppression de l'ISF pourraient avoir eu un effet sur le stock de patrimoine détenu par les ménages en 2018 ou sur les revenus du patrimoine *via* des effets de comportement des ménages. Dans cet article, nous évaluons prioritairement les effets des réformes à comportements inchangés. Cependant, nous simulons également le PFU et l'IFI en tenant compte des réponses comportementales à court terme, en mobilisant différents travaux empiriques pour le PFU et les variations du stock de patrimoine observées entre 2017 et 2018 pour l'ISF.

Il faut préciser que les effets de comportement étudiés ici ne sont que des effets de court terme : l'ensemble des potentiels effets de long terme – par exemple sur l'accumulation de capital ou l'exil fiscal –, souvent évoqués pour justifier les réformes, n'est pas évalué ici. Il ne s'agit évidemment pas de faire l'hypothèse que ces effets n'existent pas. Cependant, ces réactions

1. Début 2018, les 10 % de ménages les mieux dotés en patrimoine détenaient près de la moitié de l'ensemble du patrimoine en France (Cazenave-Lacrouts *et al.*, 2019).

2. Le niveau de vie d'un ménage correspond à son revenu disponible (revenu déclaré net de cotisations sociales augmenté des prestations et duquel on soustrait tous les prélèvements directs) rapporté à un nombre d'unités de consommation.

3. Pour cette raison, le niveau de vie sur lequel s'appuie habituellement l'Insee pour étudier les inégalités et la redistribution monétaire à partir de données individuelles de l'ERFS ne tient pas compte de l'ISF.

étant incertaines et pouvant mettre du temps à se manifester, il est aussi très utile de mettre en évidence les effets de court terme, beaucoup plus rapidement observables (Bach *et al.*, 2020). C'est ce que cet article s'attache à faire.

Notre travail fait suite à des publications évaluant les effets budgétaires et redistributifs de l'ensemble des réformes sociales et fiscales de 2018, de Biotteau *et al.* (2019), Fabre *et al.* (2019) et Madec *et al.* (2019), mais aussi aux rapports de France Stratégie (2019, 2020)⁴ et du Sénat (2019). Par rapport à tous ces travaux, la première originalité de notre article est d'analyser conjointement – et séparément des autres réformes sociales et fiscales de 2018 – les réformes de 2018 ciblant directement les ménages détenteurs de patrimoine. Par ailleurs, nous nous appuyons sur une méthodologie originale pour imputer aux ménages de l'ERFS des montants de patrimoine en conservant au mieux la relation entre niveau de vie et patrimoine. Cette étape est fondamentale pour mesurer correctement l'impact sur les inégalités de niveau de vie de réformes portant sur la taxation du stock de patrimoine des ménages (transformation de l'ISF en IFI). Enfin, nous essayons également de prendre en compte certaines réactions comportementales de court terme des ménages et de montrer comment elles modifient les résultats sur les inégalités et le budget de l'État.

Cet article présente, dans un premier temps, les trois réformes étudiées, les données utilisées et les simulations avec le modèle INES. La deuxième section est consacrée à la méthodologie d'évaluation de l'impact des réformes. La troisième section détaille l'impact des réformes d'abord en faisant l'hypothèse de comportements inchangés, puis analyse comment les résultats varient lorsque l'on tient compte des potentiels effets de comportements. Enfin, une discussion concernant les effets de long terme est présentée en conclusion.

1. Les réformes évaluées et les simulations avec INES

1.1. Les réformes évaluées

Les réformes sur la taxation du capital ont été nombreuses en France depuis les années 1980 (France Stratégie, 2019). Nous passons rapidement en revue celles dont les effets sont évalués dans l'article.

1.1.1. Transformation de l'ISF en IFI

L'impôt sur les grandes fortunes (créé en 1981), puis l'ISF (créé en 1986) ont été modifiés plus

d'une dizaine de fois, la dernière réforme étant la transformation, en 2018, de l'ISF en IFI, que l'on évalue ici. La réforme de 2018 a modifié la définition de la base taxable : les actifs mobiliers n'en font plus partie mais la composante immobilière indirecte est maintenue⁵, le passif mobilier n'est plus déductible et les réductions pour investissement dans des petites et moyennes entreprises (PME) sont supprimées.

1.1.2. Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu

Entre 2013 et 2017, la plupart des revenus mobiliers (dividendes, placements à revenu fixe), les plus-values de cession de valeurs mobilières et certains revenus d'assurance vie d'une année N étaient soumis au barème progressif de l'impôt sur le revenu (IR) en $N+1$ (avec un abattement de 40 % pour les dividendes)⁶. Les revenus d'assurance vie non soumis au barème de l'impôt sur le revenu étaient soumis à un prélèvement libératoire l'année de perception. Enfin, les intérêts des plans épargne logement (PEL) et des comptes épargne logement (CEL) étaient exemptés d'impôt sur le revenu⁷.

La loi de finances pour 2018 a réformé la fiscalité applicable aux revenus des placements financiers en instaurant un prélèvement forfaitaire unique (PFU) de 12.8 % au titre de l'impôt sur le revenu (et 17.2 % au titre des prélèvements sociaux, voir ci-dessous) pour atteindre le taux effectif unique de 30 %. À partir de 2018, le PFU au titre de l'IR s'applique aux plus-values de cessions de valeurs mobilières et aux revenus mobiliers (notamment les dividendes et les intérêts issus de placements à revenu fixe comme les obligations) – pour les produits des contrats d'assurance vie seulement s'ils sont afférents à des versements postérieurs au 27 septembre 2017⁸, et pour les intérêts des PEL et CEL seulement s'ils ont été ouverts après

4. On trouvera une synthèse de différentes évaluations institutionnelles dans le rapport France Stratégie (2019). Parmi ces travaux, ceux de l'Institut des politiques publiques (IPP) ont été actualisés et sont présentés dans Fabre *et al.* (2019). Ces derniers travaux utilisent les données DGFIP et donnent des résultats moins concentrés dans le haut de la distribution que ceux publiés l'année précédente par l'IPP, et ainsi plus proches des résultats obtenus avec notre méthodologie. Voir aussi Dherbécourt & Lopez-Forero (2019) sur l'imposition effective des patrimoines et des revenus du capital entre 2011 et 2018.

5. Il s'agit par exemple des parts dans les sociétés civiles immobilières (SCI).

6. Avec, pour les revenus mobiliers, un prélèvement non libératoire (aussi appelé prélèvement forfaitaire obligatoire, PFO) l'année de perception qui était remboursé sous forme d'un crédit d'impôt l'année suivante.

7. À l'exception des PEL de plus de 12 ans.

8. Les produits des contrats d'assurance vie de plus de 8 ans (et dans la limite de 150 000 euros d'encours en assurance vie) sont soumis cependant à un prélèvement de 7.5 % au lieu de 12.8 %.

le 1^{er} janvier 2018⁹. Le PFU correspondant aux revenus d'une année N est payé lors de la taxation de la déclaration de revenus, soit en $N+1$. Cependant, un prélèvement non libératoire (la plupart du temps au même taux) est effectué l'année de perception des revenus et constitue un crédit d'impôt l'année suivante¹⁰ pour la plupart des revenus¹¹.

1.1.3. Hausse du taux des prélèvements sociaux sur le patrimoine

En 2018, la contribution sociale généralisée (CSG) a été augmentée pour l'ensemble des revenus. Cette hausse s'est faite en parallèle d'une baisse des cotisations sociales payées par les salariés et les indépendants, et s'inscrit dans une réforme plus globale de bascule du financement de la protection sociale des cotisations sociales vers la CSG. Une analyse de l'impact de l'ensemble de la bascule des cotisations sociales vers la CSG sur les inégalités de niveau de vie en 2018 est présentée par exemple dans Biotteau *et al.* (2019). Comme expliqué en introduction, l'objectif de cet article est d'analyser uniquement l'impact de cette réforme sur la taxation des revenus du patrimoine. Pour ces revenus, le taux de CSG est passé de 8.2 % à 9.9 %, portant à 17.2 % le taux de l'ensemble des prélèvements sociaux¹² sur les revenus du patrimoine¹³. Pour les revenus également soumis au PFU au titre de l'IR (voir ci-dessus), ce prélèvement de 17.2 % constitue la deuxième composante du PFU, conduisant au total à un taux de PFU de 30 %. Cependant, l'assiette de la CSG sur les revenus du patrimoine est plus large que celle du PFU au titre de l'IR : les revenus fonciers, les rentes viagères ou les intérêts produits par les assurances vie en l'absence de rachat, par exemple, sont soumis à la hausse de la CSG alors qu'ils ne sont pas dans le champ du PFU au titre de l'IR.

1.2. La simulation de l'IR, de la CSG et des impôts sur le patrimoine dans le modèle INES

Les analyses présentées dans cet article sont basées sur le modèle de microsimulation INES¹⁴. Ce modèle simule la plupart des prélèvements sociaux et fiscaux, et des prestations sociales monétaires. Il est adossé principalement à l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS) de l'Insee (voir encadré), qui réunit entre autres les informations sociodémographiques de l'enquête Emploi et les revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu. Par rapport aux sources fiscales exhaustives, l'ERFS permet notamment de mieux simuler les prestations et les cotisations à l'aide des

informations issues de l'enquête Emploi. Elle permet de donner des résultats sur l'impact des réformes de la législation sociale et fiscale sur les niveaux de vie, mesurés à l'Insee à partir de l'ERFS.

L'évaluation présentée dans cet article s'appuie en particulier sur la simulation de l'ISF puis de l'IFI, sur la simulation de l'impôt sur le revenu et sur celle de la CSG. La simulation de ces dispositifs par le modèle INES présente plusieurs spécificités qu'il convient de rappeler ici. Nous revenons ci-dessous d'abord sur la simulation des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de l'impôt sur le revenu, puis sur celle de l'ISF et de l'IFI.

1.2.1. Simulation des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine et de l'impôt sur le revenu

L'impôt sur le revenu est l'un des dispositifs les mieux simulés par le modèle INES. En 2018, lorsqu'on compare les masses totales d'impôt payées par les ménages ordinaires de France métropolitaine simulées dans INES à celles obtenues dans les données de la DGFIP (corrigées pour se ramener à un champ équivalent à celui de l'ERFS), il apparaît qu'INES sous-estime très légèrement l'impôt (l'écart est de -1 % en 2018). Cet écart est le même si l'on compare les masses en incluant les différents prélèvements forfaitaires sur les revenus du patrimoine ou si l'on exclut ces prélèvements¹⁵.

La simulation par INES des prélèvements sociaux sur les revenus du patrimoine (dont la majeure partie est constituée par la CSG), conduit également à des masses totales payées par les

9. Sauf pour les PEL de plus de 12 ans, dont les intérêts sont soumis au PFU dès 2018. Les produits des contrats d'assurance vie afférents à des versements antérieurs au 27 septembre 2017, ainsi que les intérêts des PEL et CEL ouverts avant le 1^{er} janvier 2018, continuent d'être imposés selon le régime applicable avant 2018.

10. Certains foyers peuvent demander à être exemptés du prélèvement non libératoire l'année de perception des revenus si le revenu fiscal de référence n'excède pas un seuil. Par ailleurs, un foyer percevant des revenus soumis au PFU peut opter pour l'imposition au barème pour ces revenus.

11. Ce n'est pas le cas par exemple pour les plus-values de cession mobilières.

12. À la CSG s'ajoute la CRDS (taux de 0.5 %), le prélèvement social (4.5 %), la contribution additionnelle « solidarité autonomie » (0.3 %) et le prélèvement de solidarité (2 %).

13. Dans le PLFSS 2018, la hausse des recettes publiques liée à la hausse de CSG est chiffrée à 22.5 milliards d'euros, dont 2 milliards pour la CSG sur les revenus du capital. Ce chiffre correspond à un champ – tous les ménages de France entière – plus large que celui de l'ERFS, qui se limite aux ménages ordinaires de France métropolitaine.

14. Voir <https://www.insee.fr/fr/information/2021951> pour une description courte et Fredon & Sicsic (2020) pour une présentation plus détaillée du modèle INES et de ses applications.

15. En incluant les prélèvements forfaitaires, la masse simulée par INES pour 2018 est de 70.8 milliards d'euros, contre 71.2 milliards dans les données de la DGFIP. En excluant ces prélèvements, la masse simulée par INES est de 67.3 milliard d'euros, contre 68.2 milliards dans les données de la DGFIP.

ENCADRÉ – Les données utilisées*L'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS)*

Pour chaque année N , l'ERFS consiste en un appariement entre les répondants à l'enquête Emploi du 4^e trimestre et les sources fiscales de l'année, à savoir les déclarations de revenus de l'année N (remplies en mars $N+1$), la taxe d'habitation au 1^{er} janvier de l'année N , ainsi que les fichiers de la Caisse nationale des allocations familiales (CNAF), la Caisse nationale de l'assurance vieillesse (CNAV) ou la Caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA) qui donnent les prestations sociales versées.

Dans l'ERFS, certains revenus financiers non ou partiellement imposables, et donc mal connus par les sources fiscales, sont calculés en appliquant des taux de rendement à des stocks d'actifs imputés aux ménages de l'ERFS sur la base de l'enquête Patrimoine (Baclet & Raynaud, 2008).

Nous utilisons le millésime 2016 de l'enquête dans cet article. L'échantillon de l'ERFS 2016, tiré dans les fichiers de la taxe d'habitation, est constitué de 118 626 individus pour 53 374 ménages répondants, ménages dits « ordinaires » (c'est-à-dire les ménages vivant en collectivité, ainsi que les personnes vivant dans des habitations mobiles et les sans-domicile) de France métropolitaine.

Les données fiscales de l'ISF et l'IFI

Les données issues des fichiers ISF de 2016 et 2017, ainsi que les données du fichier Permanent des Occurrences de Traitement des Émissions (POTE) et IFI de 2018, récemment mises à disposition par la DGFIP, sont également mobilisées dans cet article.

Le fichier ISF utilisé contient les montants de patrimoine net taxable à l'ISF pour l'ensemble des foyers redevables de l'ISF. Pour les foyers avec un actif net de moins de 2.57 millions d'euros, seul le patrimoine net total était à remplir dans la déclaration annuelle de revenus N° 2042 et figure donc dans le fichier. Pour les foyers avec un actif net de plus de 2.57 millions d'euros, une déclaration spécifique d'ISF était nécessaire et l'on dispose en supplément du montant de la résidence principale et des immobilisations, des actifs mobiliers et du passif.

Les redevables de l'IFI sont tenus de remplir le formulaire N° 2042-IFI auquel ils joignent des annexes, sur lesquelles ils listent et évaluent les actifs taxables à l'IFI. Les données relatives à l'IFI de 2018 sont intégrées aux données du fichier POTE de 2017, qui rassemble l'ensemble des informations issues des déclarations fiscales sur les revenus 2017. Pour tous les foyers, le détail du patrimoine net taxable à l'IFI est ainsi disponible, ainsi que les montants de réductions pour dons et PME, le plafonnement de l'IFI, et la somme payée pour cet impôt.

ménages qui sont proches, bien que légèrement surestimées, par rapport aux données publiées par la Commission des comptes de la Sécurité sociale (corrigées pour se ramener à un champ équivalent à celui de l'ERFS)¹⁶.

1.2.2. Simulation de l'ISF et de l'IFI

La simulation de l'ISF et de l'IFI dans INES se heurte à une difficulté particulière : aucune information concernant les montants de patrimoine détenus par les ménages n'est disponible dans l'ERFS. Jusqu'à très récemment, le modèle INES ne simulait donc pas l'ISF et l'IFI, dont les bases taxables sont constituées du patrimoine des ménages. Afin de pouvoir évaluer la transformation de l'ISF en IFI en 2018, une imputation du montant de patrimoine détenu par chaque ménage de l'ERFS a été introduite dans la dernière version du modèle INES. Cette opération est présentée dans l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article) et plus en détail dans Paquier *et al.* (2019). Elle s'appuie sur les données de l'enquête Patrimoine de l'Insee sur l'année 2014 puis sur les données exhaustives sur les patrimoines taxables à l'ISF et à l'IFI et leurs composantes. La méthode d'imputation assure une bonne correspondance entre le patrimoine d'une part, et le niveau de vie et les variables

socio-démographique de l'ERFS d'autre part. De plus, elle assure des résultats cohérents avec les données de la DGFIP. Il s'agit d'une étape préliminaire indispensable pour les analyses d'impact des réformes présentées dans cet article.

À partir du patrimoine imputé, on déduit un patrimoine taxable à l'ISF en appliquant les différents abattements¹⁷ et on simule un impôt sur la fortune en appliquant la législation et en prenant notamment en compte la décote, les réductions et le plafonnement. Cette imputation permet d'avoir une simulation précise par INES de l'ISF ou de l'IFI acquittés par les ménages (Paquier *et al.*, 2019). Ainsi, la masse d'ISF payée par les ménages ordinaires de France métropolitaine en 2017 est de 3.9 milliards d'euros, soit un montant proche des valeurs disponibles dans les sources externes. Près de 70 % du montant total d'ISF serait payé par les

16. Les masses issues des simulations d'Ines sont de 20.9 milliards d'euros en 2018, contre 19.7 milliards d'euros dans les données de la Commission des comptes de la Sécurité sociale, soit une surestimation de 6 %.

17. Les abattements pris en compte sont notamment les suivants : 30 % pour la résidence principale, 100 % pour les biens professionnels, 75 % pour l'épargne salariale sous forme de titres de son entreprise dans certaines situations, 100 % pour les Plan d'épargne retraite populaire (PERP), 100 % pour la retraite surcomplémentaire et retraite complémentaire volontaire et pour la détention de bois, forêts et part dans un groupement forestier et baux agricoles.

5 % ayant les revenus déclarés les plus élevés selon nos estimations, contre environ 75 % dans les données fiscales¹⁸. Concernant l'IFI en 2018, la masse totale issue des simulations d'INES est de 1.1 milliard d'euros, soit une très légère sous-estimation (de l'ordre de 2 %) par rapport aux données de la DGFIP sur le même champ.

2. Méthode d'évaluation de l'impact des mesures

2.1. Mesurer les effets des mesures sociales et fiscales avec le modèle INES

Pour évaluer l'effet des trois mesures ciblant directement les détenteurs de patrimoine qui sont étudiées dans cet article, on définit une législation 2018 contrefactuelle, celle qui aurait été en vigueur si les mesures n'avaient pas été mises en œuvre (André *et al.*, 2015). Les revalorisations habituelles des transferts, la hausse des seuils définissant les tranches d'imposition sur le revenu qui sont indexés sur l'inflation, mais également toutes les réformes socio-fiscales ayant eu lieu en 2018 à l'exception des mesures étudiées dans cet article sont prises en compte dans le scénario contrefactuel. De la même manière, les variations conjoncturelles des revenus intervenues entre 2017 et 2018 sont aussi présentes dans le scénario contrefactuel. Pour chaque ménage de l'échantillon, on simule à l'aide du modèle INES les prélèvements qu'il aurait acquittés, les prestations qu'il aurait perçues et donc son revenu disponible¹⁹ avec cette législation contrefactuelle. La comparaison entre le revenu disponible obtenu avec la législation contrefactuelle et celui avec la législation incorporant les trois mesures que nous étudions donne par différence l'effet de ces mesures²⁰.

Pour la mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu, étant donné les différentes étapes de la montée en charge, plusieurs options sont possibles au moment de la simulation de la législation 2018. La première option consiste à simuler la législation effectivement appliquée en 2018, c'est-à-dire une situation où les revenus du patrimoine de l'année *N-1* (en l'occurrence 2017) continuent d'être soumis à la législation 2017 (seuls les prélèvements non libératoires au moment de la perception du revenu changent). La deuxième option consiste à simuler la situation qui aurait été observée en 2018 si on intègre l'effet (en réalité observable uniquement à partir de 2019) lié à la soumission des revenus de l'année *N-1* au PFU. Enfin, une troisième option consiste à intégrer la soumission des revenus issus des rachats d'assurances vie et des PEL et CEL au PFU, et donc à simuler la

législation qui, en réalité, ne sera appliquée qu'à long terme. Nous avons utilisé pour cet article la deuxième option, qui semble la plus pertinente pour mesurer l'effet de court-moyen terme du PFU²¹. Quelques éléments seront également présentés sur la première et la troisième option.

Pour simuler le PFU, il faut également prendre en compte le fait que les foyers fiscaux perdants à la mise en place du PFU (c'est-à-dire ceux dont l'impôt au barème sur les revenus du patrimoine est plus faible que le PFU) ont la possibilité d'opter pour l'imposition au barème de leurs revenus du patrimoine. Il apparaît néanmoins que l'hypothèse extrême selon laquelle tous les foyers pour qui l'impôt au barème est plus faible que le PFU optent pour une imposition au barème est peu crédible. En effet, l'option par défaut dans la déclaration de revenu est le PFU, et de nombreux travaux popularisés par le livre de Thaler & Sunstein (2008) ont montré que les *nudge* ou les options par défaut avaient beaucoup plus d'effet sur les comportements que les incitations fiscales²². Nous simulons donc un scénario qui nous paraît plus plausible, où la moitié des foyers ayant intérêt à prendre l'option pour le barème font effectivement cette démarche²³.

Les résultats présentés dans la sous-section 3.1 évaluent l'impact des réformes à comportements inchangés, c'est-à-dire sous l'hypothèse que les réformes ne modifient pas la situation des ménages avant redistribution. Ce scénario permet d'évaluer un effet « pur » de la mesure, dû aux différences d'assiettes et de barèmes. Dans cette partie, nous calculons les dividendes de 2018 en appliquant l'évolution moyenne des trois dernières années aux dividendes de 2017. Pour le patrimoine des ménages, la procédure

18. Selon le rapport de France Stratégie (2019) à partir des revenus fiscaux de référence (RFR). Les différences entre l'estimation de France Stratégie et la nôtre peuvent venir de différences de champ, d'unité considérée (nous raisonnons en termes de ménages tandis que le rapport France Stratégie utilise des foyer fiscaux), de la variable de revenu (le revenu déclaré n'est pas strictement identique au RFR).

19. La définition du revenu disponible retenue ici diffère légèrement de la définition usuelle : la taxation des plus-values est prise en compte parmi les éléments venant diminuer le revenu disponible, afin de tenir compte de l'impact des réformes étudiées ici sur les ménages percevant des plus-values. Habituellement, la taxation des plus-values n'est pas prise en compte dans le revenu disponible car les plus-values elles-mêmes ne sont pas prises en compte.

20. On peut noter ici que pour des raisons liées à l'architecture du modèle INES, les interactions entre la hausse de la CSG et l'impôt (la hausse de la CSG déductible réduisant le revenu imposable et donc l'IR) ne sont pas prises en compte ici.

21. La première option ne fournit qu'une analyse incomplète des effets de la réforme en ne tenant pas compte d'un effet qui joue pleinement dès l'année suivant l'entrée en vigueur, c'est-à-dire en 2019.

22. Voir par exemple le cas de l'inscription automatique dans les plans retraites par capitalisations étudié par Madrian & Shea (2001).

23. Nous effectuons un tirage aléatoire parmi les foyers fiscaux ayant intérêt à prendre l'option pour le barème, en appliquant une probabilité de tirage d'autant plus forte que le foyer perd à la mise en place du PFU.

est plus complexe : pour chaque ménage, on vieillit les actifs présents dans le patrimoine taxable à l'ISF en 2017, de +6.0 % pour les actifs immobiliers (taux issu de l'évolution des prix de l'immobilier)²⁴, et de +5.9 % pour les actifs mobiliers (taux correspondant à l'évolution des actions cotées du CAC 40 entre début 2017 et début 2018)²⁵. Les réductions pour dons et investissements dans les PME imputées pour l'ISF de 2017 et le passif sont maintenues à leur niveau de 2017²⁶. On suppose donc que les comportements, notamment en matière de dons, sont inchangés par rapport à la situation observée en 2017 (voir tableau 1).

2.2. Prise en compte des effets de comportement

La réforme du PFU semble cependant avoir eu à court terme un effet sur les comportements de versement de dividendes, et celle de l'IFI sur les déclarations de patrimoine et des dons. La mise en place du PFU a eu pour conséquence de baisser fortement les taux marginaux effectifs de prélèvement sur les revenus de placements financiers²⁷. En parallèle, on observe, dans les données fiscales POTE 2018-2019, une hausse de près de 70 % des dividendes versés aux ménages entre 2017 et 2019 (dont +60 %, soit +9 milliards d'euros en 2018). Or les montants de dividendes versés sont très sensibles à leur taxation, comme l'indique la littérature économique sur le sujet (Chetty & Saez, 2005 ; Yagan, 2015 ; Bach *et al.*, 2019a ; Lefebvre *et al.*, 2020). Il est donc probable que la hausse des dividendes entre 2017 et 2019 s'explique en partie par la mise en place du PFU.

Dans le cas de la réforme de l'IFI, les effets de comportement de déclaration à court terme peuvent aller dans deux sens opposés. Des cas de baisse du patrimoine immobilier déclaré pourraient correspondre à des comportements d'optimisation en réaction à la suppression de l'ISF (par exemple le remplacement, au sein du patrimoine, de biens immobiliers par des actifs mobiliers). Les cas de hausse du patrimoine immobilier pourraient quant à eux correspondre à l'anticipation de contrôles accrus ou à une réévaluation qui n'avait pas été effectuée les années précédentes²⁸. Empiriquement, on observe en tout cas dans les données DGFIP sur l'ISF en 2017 et l'IFI en 2018 que la réforme de l'IFI semble avoir conduit à des modifications de la valeur de l'immobilier déclaré, à la hausse comme à la baisse²⁹.

Ainsi, nous mesurons (sous-section 3.2) comment nos résultats pourraient être affectés si l'on incluait dans l'effet des réformes ces effets de

comportement. On considère alors la même situation contrefactuelle que dans la sous-section 3.1, mais la situation après réformes est différente. Nous simulons alors l'IFI de 2018 en utilisant le patrimoine effectivement observé en 2018, en prenant directement les déclarations d'actifs immobiliers et les réductions d'IFI présentes dans les données de la DGFIP sur l'IFI payé en 2018 par les ménages (tableau 1). Dans le cas du PFU, nous nous appuyons sur des travaux empiriques pour déterminer la hausse des dividendes s'expliquant par un effet de comportement lié à la mise en place du PFU. Pour les foyers les plus aisés et ayant les montants de dividendes les plus élevés³⁰, nous appliquons une hausse de 30 % du montant de dividendes perçus, comme Bach *et al.* (2019b), qui calibrent cette hausse à partir des estimations de Bach *et al.* (2019a)³¹. Cette hausse correspond à une élasticité des dividendes à leur taux marginal de rétention³² entre 1.8 et 2.3 selon la tranche d'imposition. Pour les autres foyers, nous utilisons une élasticité de 0.7, estimée par Lefebvre *et al.* (2020) sur la période 2008-2017 sur une population large de foyers français. Cette estimation est par ailleurs proche des résultats de Chetty & Saez (2005), Yagan (2015) et Boissel & Matray (2019). Ce calcul conduit à prendre en compte une hausse des dividendes liée à la réforme de 2018 située

24. Ce taux correspond à l'évolution moyenne des prix immobiliers entre le 1^{er} trimestre 2017 et le 1^{er} trimestre 2018 par département (source Insee), pondérée par la masse d'ISF payée par département (issue des données DGFIP par commune).

25. Les évolutions sont calculées par rapport au début d'année car le patrimoine taxable à l'ISF est évalué au 1^{er} janvier de chaque année, mais déclaré au 15 juin. La valeur du patrimoine reflète donc probablement la valeur du bien en début d'année.

26. En revanche, l'actif immobilier indirect, qu'il est nécessaire d'isoler pour le calcul de l'IFI en 2018, est directement issu des données de l'IFI payé par les ménages en 2018 (on ne peut pas reprendre l'actif immobilier indirect de 2017 dans les données de l'ISF car il n'y est pas distingué du reste de l'actif mobilier). De la même manière, le passif mobilier est directement issu des données de l'IFI payé par les ménages en 2018 car il n'est pas distingué du reste du passif dans les données de l'ISF.

27. Pour les plus hauts revenus (soumis à la contribution exceptionnelle), ils ont diminué de près de 10 points (de 40 % à 30 %), en prenant en compte l'abattement de 40 % sur les dividendes et la CSG déductible.

28. Par exemple, le fait que l'ensemble des ménages doit, à partir de 2018, déclarer le détail des actifs qu'il possède, alors que ceux dont le patrimoine ne dépassait pas 2.57 millions d'euros n'avaient pas à le faire avant, a pu conduire les foyers à réévaluer plus précisément les montants de leur patrimoine.

29. Entre 2016 et 2017, l'immobilier déclaré reste stable pour plus de 40 % des foyers (Paquier *et al.*, 2019). C'est deux fois moins souvent le cas entre 2017 et 2018.

30. C'est-à-dire les foyers situés dans la tranche de l'IR à 41 % ou 45 % et percevant des dividendes pour un montant supérieur à 1 000 euros en 2018.

31. Cette hausse est calculée de la manière suivante. Bach *et al.* (2019a) obtiennent une baisse de 40 % des dividendes reçus par les ménages en 2013 du fait de la mise au barème des dividendes en 2013 par une méthode de différence de différence. À partir d'une analyse sur données d'entreprises, ils trouvent pour les entreprises une baisse de 20.7 % des dividendes versés en 2013 du fait de la mise au barème et une hausse de 15.3 % en 2018 du fait de la création du PFU. On obtient la hausse de 30 % par un produit croisé. Comme le groupe traité de l'analyse au niveau ménage est constitué des foyers ayant des dividendes supérieurs à 1 000 euros, nous appliquons également cette hausse à cette même population.

32. Le taux marginal de rétention est le complémentaire à 1 du taux marginal.

entre +2 % (pour les foyers dans la tranche d'IR avec un taux marginal d'imposition à 30 %) et +10 % (pour les foyers dans la tranche à 41 %). Par ailleurs, nous ne prenons pas en compte d'effets de redénomination des revenus du travail en dividendes en 2018, d'une part parce qu'en 2018, les revenus du travail n'ont pas été soumis à l'impôt sur le revenu du fait de la mise en place du prélèvement à la source, ce qui a fortement réduit les incitations à l'*income shifting*, et d'autre part parce qu'aucune étude sur la France n'a mis en évidence de tels effets lors des réformes antérieures de la fiscalité du capital (Boissel & Matray, 2019 ; Bach *et al.*, 2019a ; Lefebvre *et al.*, 2020). L'effet de comportement pris en compte génère une hausse des dividendes d'un peu moins de 2 milliards d'euros. Cette hausse est faible par rapport à la hausse d'environ 9 milliards d'euros observée ; on la considère donc comme une estimation basse de l'impact du PFU sur le versement de dividendes. En parallèle, il nous semble intéressant de considérer une estimation haute faisant au contraire l'hypothèse que l'ensemble de la hausse de 60 % des dividendes observée entre 2017 et 2018 résulte des changements de comportements liés à la mise en place du PFU. Les différences entre la situation contrefactuelle que nous considérons dans nos analyses et les différents scénarios étudiés pour la situation après réformes sont résumées dans le tableau 1. Enfin, précisons que nous ne tenons pas compte ici d'éventuels effets de comportements sur les revenus soumis au PFU autres que les dividendes (par exemple les intérêts de placements à revenus fixes ou les plus-values³³) ou les revenus non soumis au PFU au titre de l'IR mais soumis à la hausse de CSG (par exemple les revenus fonciers).

3. Résultats

Cette partie présente les résultats d'abord à comportements constants, puis évalue comment

ils sont modifiés en prenant en compte les effets de comportement de court terme qui pourraient s'être produits en 2018.

3.1. Les effets à comportement inchangé

3.1.1. La transformation de l'ISF en IFI augmente le niveau de vie des plus aisés, des retraités et des indépendants

À comportements inchangés, l'effet du remplacement de l'ISF par l'IFI en 2018 sur le revenu disponible des ménages est de +3.44 milliards d'euros, soit 3.44 milliards d'euros de perte de recettes fiscales pour l'État (tableau 2). Cela correspondrait à une hausse de 0.3 % du niveau de vie de l'ensemble des ménages en 2018. La réforme fait 340 000 ménages gagnants, tandis que 10 000 ménages sont perdants (du fait de la perte de la réduction pour investissement dans des PME ou de la non déductibilité du passif mobilier à partir de 2018). L'effet moyen sur les ménages qui sont affectés par la mesure est de +9 770 euros sur le revenu disponible et +6 720 euros en 2018 sur le niveau de vie.

Le gain de 3.44 milliards d'euros est réparti inégalement selon la position par rapport aux vingtiles de niveau de vie³⁴ : le gain de niveau de vie annuel moyen est de 830 euros (+1.2 %, figure I) pour les 5 % des personnes les plus aisées et 150 euros³⁵ entre le 18^e et le 19^e vingtile (+0.4 %), tandis qu'il est de 90 euros (+0.3 %) entre le 8^e et le 9^e décile et de 30 euros ou moins en dessous du 8^e décile (+0.2 % ou moins). Les 10 % des personnes les plus aisées obtiennent

33. Les évolutions observées entre 2017 et 2018 ne suggèrent pas l'existence d'effets de comportement de court terme important sur les intérêts de placements à revenus fixes.

34. Le niveau de vie avant les réformes étudiées est pris comme référence pour la présentation des résultats tout au long de l'article. Les vingtiles et déciles sont définis au sens de ce niveau de vie avant les réformes étudiées.

35. Ce sont des effets moyens annuels calculés pour l'ensemble des catégories, qu'elles soient affectées par la réforme ou pas.

Tableau 1 – Données prises en compte pour les différentes assiettes

	Contrefactuel	Estimation	
		sans effets de comportement	avec effets de comportement
Actif mobilier	ISF 2017 vieilli	-	-
Actif immobilier indirect	-	IFI 2018	IFI 2018
Actif immobilier direct	ISF 2017 vieilli	ISF 2017 vieilli	IFI 2018
Passif	ISF 2017	IFI 2018	IFI 2018
Réductions dons	ISF 2017	ISF 2017	IFI 2018
Réductions PME	ISF 2017	IFI 2018	IFI 2018
Dividendes	ERFS 2017 vieilli	ERFS 2017 vieilli	Montants obtenus en appliquant les élasticités de la littérature ou observées

Note : « ISF 2017 » désigne les données de l'ISF 2017 (source DGFIP), « IFI 2018 » désigne les données POTE 2017, incluant les données IFI 2018 et POTE 2018 désigne les données des déclarations de l'impôt sur le revenu 2018.

Tableau 2 – Effets agrégés des mesures évaluées à comportements inchangés

	Effet sur le revenu disponible total (en millions d'euros)	Nombre de ménages gagnants (en milliers)	Nombre de ménages perdants (en milliers)	Effet moyen sur le revenu disponible annuel par ménage concerné (en euros)	Effet moyen sur le niveau de vie annuel par ménage concerné (en euros)
Transformation de l'ISF en IFI	+3 440	340	10	+9 770	+6 720
Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu	+1 760	4 910	1 750	+260	+180
Hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine	-1 830	0	16 110	-110	-80
Impact agrégé des trois mesures	+3 360	2 460	13 820	+210	+140

Source et champ : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

ainsi 68 % du gain total de niveau de vie, et les 15 % les plus aisés en obtiennent 76 %. Parmi les 340 000 ménages gagnants à la réforme, environ trois quarts sont au-dessus du dernier décile, et environ 60 % au-dessus du dernier vingtile. Cependant, si le gain est concentré dans le haut de la distribution, certains ménages qui ne font pas partie des plus aisés sont également gagnants. En effet, la corrélation entre niveau de vie et patrimoine est forte mais pas parfaite : début 2018, 42 % des ménages parmi les 10 % les mieux dotés en patrimoine brut appartiennent également aux 10 % les plus aisés en matière de niveau de vie (Insee, 2021) et 43 % des 1 % de ménages avec le plus haut revenu initial font aussi partie des 1 % de ménages ayant le patrimoine brut le plus élevé (Cazenave-Lacrouts *et al.*, 2019). L'augmentation de la part des héritages depuis les années 1970 (qui représente 55 % du patrimoine total en 2010 d'après Frémeaux, 2019) conduit par exemple des personnes jeunes aux revenus parfois plus modestes à détenir des patrimoines importants, et donc à réduire la corrélation entre revenus du travail et patrimoine (Garbinti *et al.*, 2021). Ainsi, comme le montrent des résultats obtenus avec l'appariement entre données fiscales de l'IR et de l'ISF/IFI réalisé par France Stratégie (Dherbécourt & Lopez-Forero, 2019), 40 % du montant d'ISF est payé par des foyers qui se trouvent en dessous du 98^e centile de revenu fiscal de référence (RFR).

L'effet de la réforme sur le niveau de vie annuel moyen varie selon le statut d'activité des individus (figure II). Il apparaît que les effets sur les niveaux de vie sont les plus forts lorsque les individus sont indépendants ou retraités (+0.7 % soit environ +200 euros en moyenne). Parmi les retraités, ce sont les anciens indépendants qui bénéficient le plus de la mesure. Cela s'explique par le fait qu'ils tendent à avoir plus de patrimoine (le capital professionnel s'ajoutant pour certains au capital non professionnel,

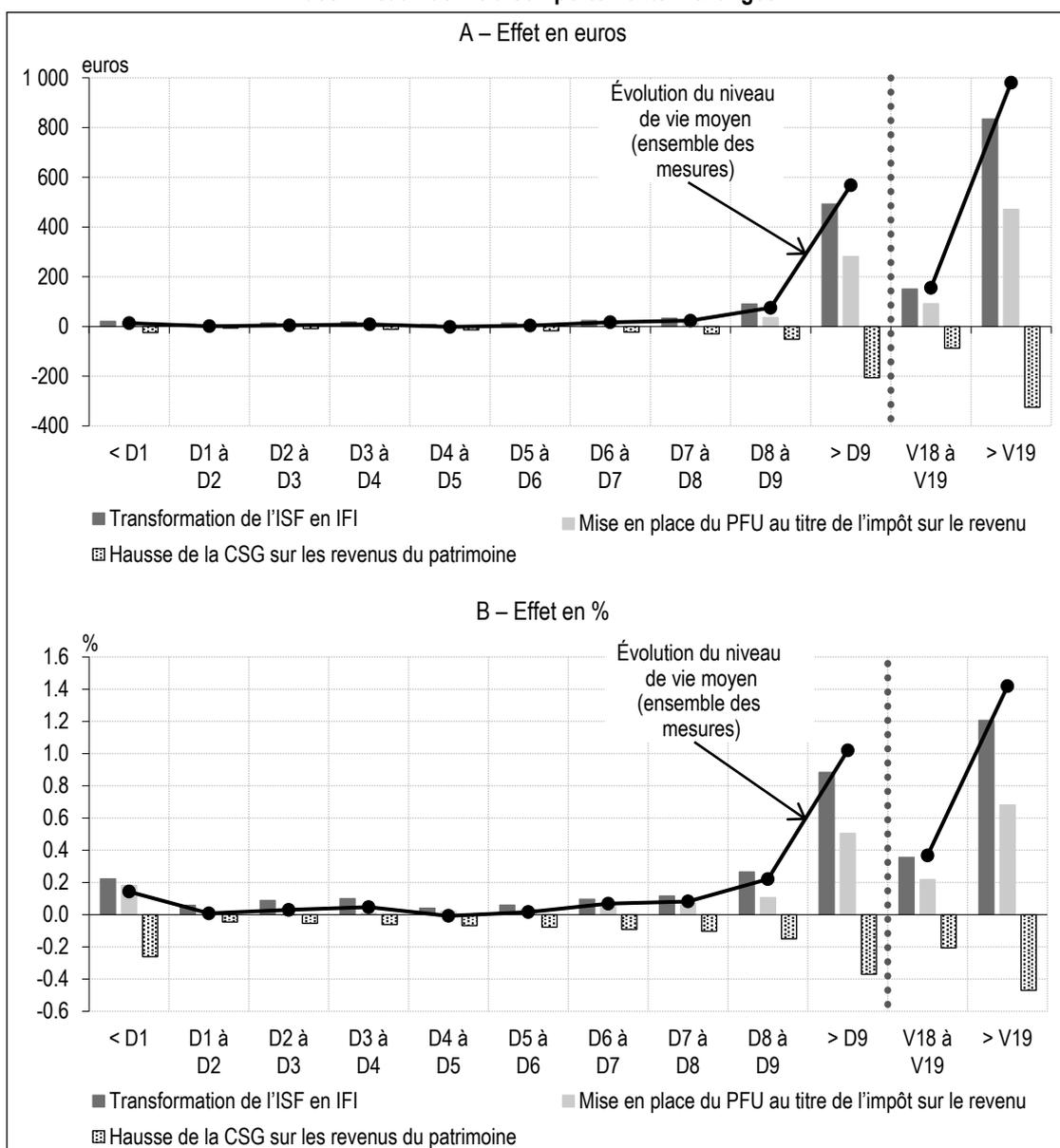
voir Lamarche & Romani, 2015). Les résultats indiquent également un gain plus fort pour les personnes plus âgées ; l'âge moyen des contribuables à l'ISF est en effet élevé (69 ans selon France Stratégie, 2019), résultat cohérent avec le fait que les retraités ont plus accumulé de patrimoine pendant leur vie.

3.1.2. La mise en place du PFU favorise aussi les plus aisés, mais pas spécifiquement les retraités

Nous évaluons maintenant les effets de la mise en place du PFU de 12.8 % au titre de l'impôt sur le revenu, toujours à comportements inchangés. On fait l'hypothèse que l'intégralité des revenus d'assurance vie de 2018 sont afférents à des versements antérieurs au 27 septembre 2017, et que tous les PEL et CEL ont été ouverts avant 2018 ; aucun des revenus issus de ces placements n'est donc affecté par la mise en place du PFU.

L'effet de la mise en place du PFU au titre de l'IR donne lieu à une hausse du revenu disponible des ménages de 1.76 milliard d'euros, montant correspondant au coût budgétaire de la réforme (cf. tableau 2). Les gains de niveau de vie annuel moyen sont très concentrés sur les 5 % les plus aisés (+470 euros en moyenne, soit +0.7 %, figure I), mais sont également non négligeables entre le 18^e et le 19^e vingtile (+90 euros, soit +0.2 %). Ils sont beaucoup plus faibles sous le 9^e décile. Les 15 % les plus aisés obtiennent ainsi 80 % du gain total de niveau de vie. 4.9 millions de ménages sont gagnants, et la réforme fait aussi 1.8 million de ménages perdants. Ces ménages perdants, dont la perte moyenne est relativement faible (80 euros en revenu disponible annuel, contre un gain moyen de 390 euros pour les gagnants), correspondent aux ménages pour qui l'impôt au barème sur les revenus du patrimoine est plus faible que le PFU, mais qui n'optent pas pour le maintien de l'impôt

Figure I – Effets sur le niveau annuel moyen selon la position dans la distribution des niveaux de vie à comportements inchangés



Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Source et champ : Insee, ERFIS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

au barème. Notre simulation repose en effet sur l'hypothèse que 50 % des foyers fiscaux qui y ont intérêt optent pour le maintien de l'impôt au barème (*supra*).

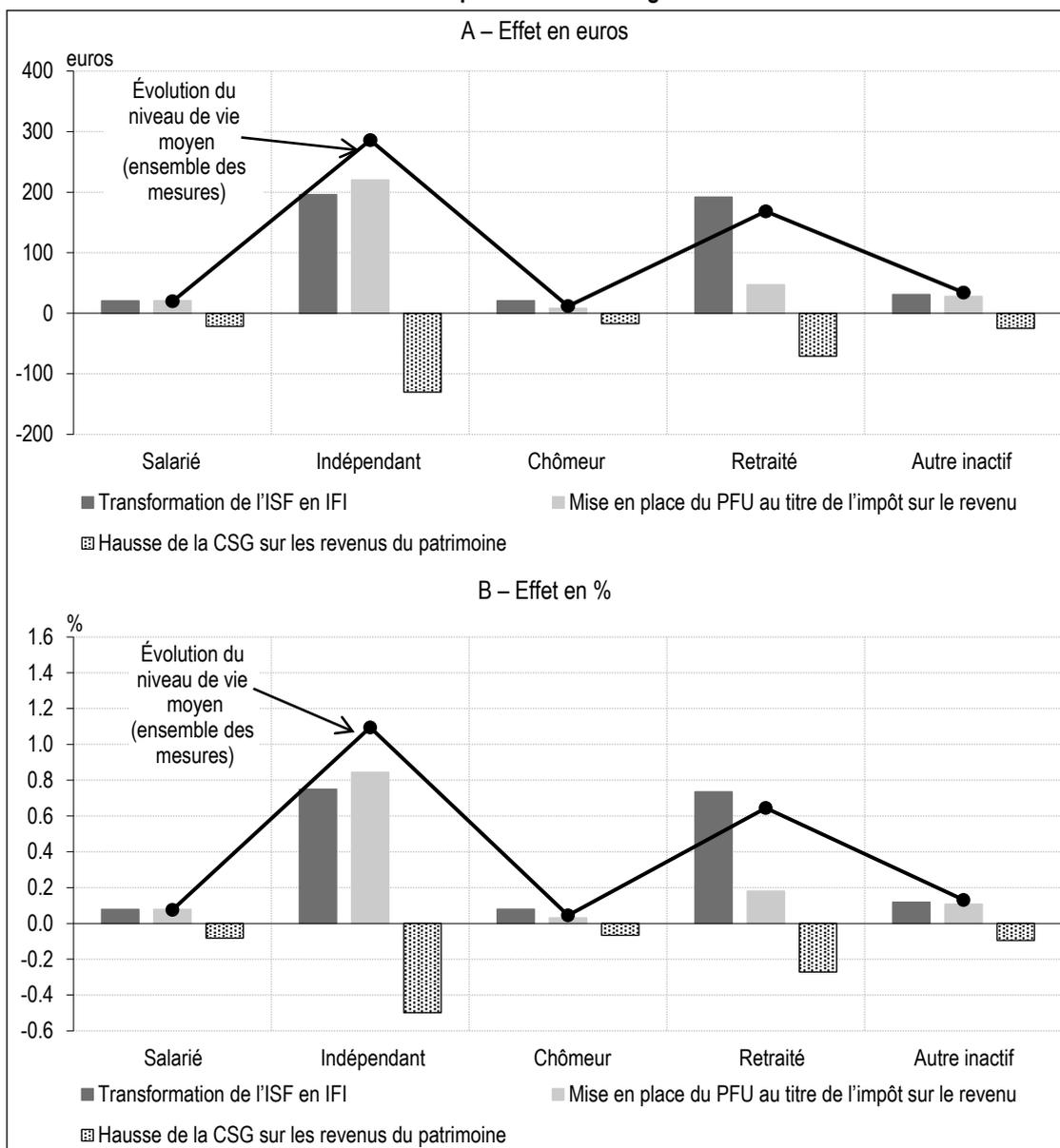
Le gain de niveau de vie annuel moyen est beaucoup plus important pour les indépendants³⁶ (+220 euros, soit +0.8 %, figure II) que dans le reste de la population. Le gain très marqué pour les indépendants semble porté par les gérants d'une société soumise à l'impôt sur les sociétés, pour qui les montants de dividendes perçus sont en moyenne plus élevés que dans le reste de la population.

Il faut noter que l'impact, transitoire, qu'a eu la réforme en 2018 est légèrement différent car les revenus de 2017 sont restés soumis à la législation 2017³⁷ : pour les 10 % de personnes les plus aisées, le gain de niveau de vie annuel moyen est plus faible (d'environ 50 euros). Cela s'explique par le fait que les personnes au-dessus du 9^e décile ont des taux marginaux d'imposition

36. On repère les indépendants grâce à la variable ACTEU5 de l'ERFS, qui permet d'inclure les gérants majoritaires de SARL ou EURL (qui déclarent leurs revenus dans la catégorie des salaires).

37. Sur l'année 2018 seulement, l'effet de la mise en place du PFU est seulement lié au changement du taux de prélèvement non libérateur auquel sont soumis les revenus de capitaux mobiliers de 2018.

Figure II – Effets sur le niveau de vie annuel moyen selon le statut d'activité à comportements inchangés



Source et champ : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

au barème supérieurs aux taux du PFO de 2017 (21 % ou 24 % selon les revenus).

3.1.3. Les pertes liées à la hausse de la CSG sont concentrées sur les plus aisés, mais dans une moindre mesure que les gains liés aux deux autres réformes

La hausse des prélèvements sociaux a pour effet de réduire le revenu disponible des ménages de 1.83 milliard d'euros en 2018 (cf. tableau 2). Les 16 millions de ménages affectés par la réforme sont perdants. La perte moyenne de ces ménages est de 110 euros de revenu disponible annuel. Cette perte est nettement plus marquée pour les ménages les plus aisés : elle est de 210 euros

pour le niveau de vie annuel moyen des 10 % de personnes les plus aisées (soit -0.4 %, cf. figure I), et 320 euros pour les 5 % les plus aisés (-0.5 %). La perte de niveau de vie annuel moyen est par ailleurs beaucoup plus importante pour les indépendants (-130 euros, soit -0.5 %, cf. figure II) et dans une moindre mesure pour les retraités (-70 euros, soit -0.3 %, contre -20 euros, soit -0.1 %, pour les salariés).

La concentration des effets de la hausse de la CSG sur le haut de la distribution des niveaux de vie est moins marquée que pour la mise en place du PFU au titre de l'IR (cf. figure I) : par exemple, les 5 % et les 15 % les plus aisés concentrent respectivement 42 % et 60 % de la

perte totale en niveau de vie, contre respectivement 62 % et 80 % pour le gain lié à la mise en place du PFU au titre de l'IR. Cette moindre concentration s'explique par le fait que la CSG est un impôt forfaitaire. La mise en place du PFU au titre de l'IR, quant à elle, revient à appliquer aux revenus du patrimoine non plus le taux marginal défini par le barème progressif de l'IR mais le taux du PFU ; son impact se concentre donc de manière plus marquée sur les plus aisés, dont le taux marginal est plus élevé. Par ailleurs, l'assiette des revenus soumis à la hausse de CSG est plus large que l'assiette des revenus soumis au PFU au titre de l'IR. Les revenus fonciers, par exemple, qui constituent une part importante des revenus du patrimoine perçus par les ménages, sont soumis à la hausse de la CSG, alors qu'ils ne sont pas concernés par la mise en place du PFU au titre de l'IR. Or ces revenus sont un peu moins concentrés dans les ménages les plus aisés que les revenus mobiliers. Au total, l'impact cumulé de la mise en place du PFU au titre de l'IR et de la hausse de la CSG est positif pour le niveau de vie des plus aisés (+150 euros pour le niveau de vie annuel moyen des 5 % les plus aisés), mais négatif pour celui des 90 % les moins aisés. Ces moyennes permettent de mettre en évidence les différences d'effets selon la position des ménages dans la distribution des niveaux de vie. Il faut néanmoins garder à l'esprit qu'elles masquent des disparités importantes entre ménages ayant des niveaux de vie proches mais détenant des patrimoines de types différents : par exemple, parmi les ménages les plus aisés, ceux ne percevant que des revenus fonciers sont largement perdants, tandis que ceux qui ne perçoivent que des revenus mobiliers sont largement gagnants.

3.1.4. Au total, les trois réformes font augmenter les inégalités de niveau de vie

L'effet cumulé des trois réformes est toujours très croissant avec les niveaux de vie : la variation

de niveau de vie annuel moyen est inférieure ou égale à +20 euros en dessous du 8^e décile (cf. figure I), alors qu'elle est de +80 euros entre le 8^e et le 9^e décile (+0.2 %), +570 euros (+1.0 %) au-dessus du 9^e décile et +980 euros (+1.4 %) pour les 5 % les plus aisés. Au total, les 10 % les plus aisés obtiennent 80 % du gain total de niveau de vie. Les mesures ont d'ailleurs un impact à la hausse sur les principaux indicateurs usuels mesurant les inégalités globales de niveau de vie (tableau 3) : +0.2 point pour l'indice de Gini, +1.9 point pour le rapport entre le niveau de vie moyen des 20 % des ménages les plus aisés et celui des 20 % les plus pauvres, +0.8 point pour le rapport entre le niveau de vie moyen des 10 % des ménages les plus aisés et celui des 50 % les plus pauvres, +0.9 pour le rapport interdécile.

Notons que tous les résultats précédents ont été donnés en fonction du niveau de vie des individus. Les effets de ces réformes mesurés en fonction des revenus du capital sont logiquement encore plus forts dans le haut de la distribution : l'effet serait de +2 240 euros sur le niveau de vie annuel moyen des 5 % des personnes ayant les revenus du capital les plus élevés.

3.2. Prise en compte des effets de comportement de court terme

Nous évaluons ici comment les résultats qui viennent d'être présentés sont modifiés en prenant en compte les effets de comportement de court terme qui pourraient s'être produits en 2018.

Concernant la transformation de l'ISF en IFI, la prise en compte de réponses comportementales à court terme modifie peu les résultats : les gains pour les plus aisés sont légèrement plus faibles (ils sont inférieurs de 20 euros pour le niveau de vie annuel moyen des 5 % les plus aisés,

Tableau 3 – Effets des mesures évaluées sur les indicateurs d'inégalités de niveau de vie à comportements inchangés

Indicateurs	Variation (en points de pourcentage) entre la situation contrefactuelle et la situation avec réformes
Indice de Gini	+0.2
Niveau de vie des 20 % les plus aisés, rapporté au niveau de vie des 20 % les plus modestes	+1.9
Rapport interdécile D9/D1	+0.9
Niveau de vie des 10 % les plus aisés, rapporté au niveau de vie des 50 % les moins aisés	+0.8
Part du niveau de vie détenu par les 5 % les plus aisés	+0.2
Taux de pauvreté	+0.0
Intensité de la pauvreté	+0.0

Source et champ : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

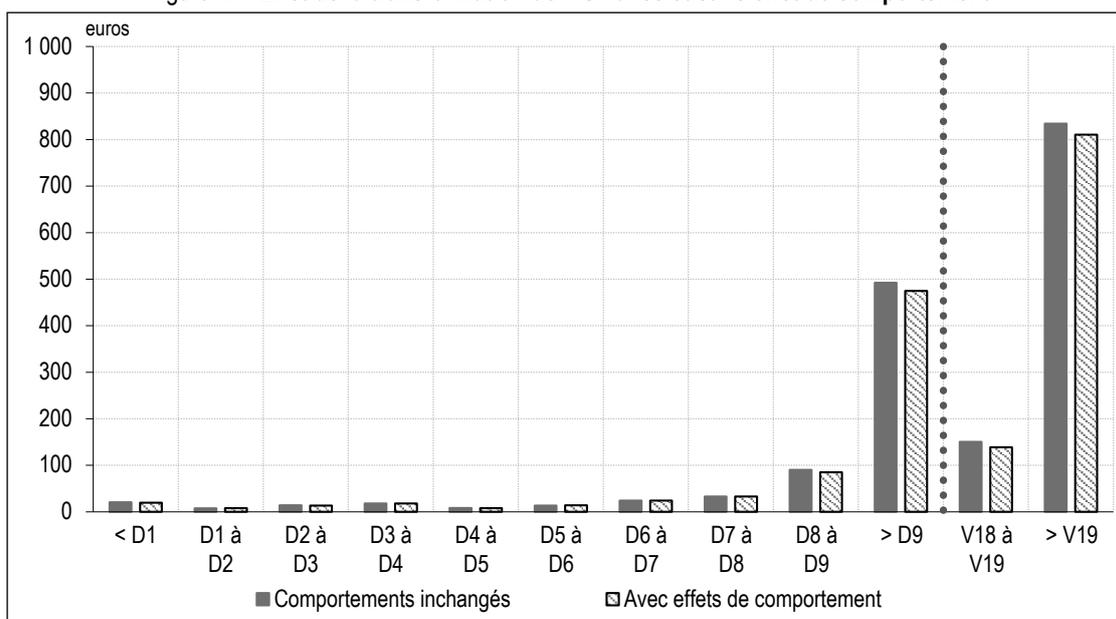
figure III) et l'effet à la hausse sur le revenu disponible total (et donc également le coût pour les finances publiques) est légèrement plus faible que dans le scénario à comportements inchangés (+3.32 milliards d'euros, contre +3.44 à comportements inchangés). L'effet d'optimisation entre patrimoine financier et immobilier serait ainsi plus que compensé par la hausse des patrimoines déclarés (*supra*).

Pour la mise en place du PFU au titre de l'IR et la hausse de la CSG, la prise en compte d'un impact à la hausse de la réforme sur les dividendes perçus par les ménages modifie plus nettement l'impact évalué de la réforme. L'impact sur le niveau de vie est alors extrêmement concentré dans le haut de la distribution : parmi les 10 % de personnes les plus aisées (respectivement les 5 % de personnes les plus aisées), le gain total de niveau de vie annuel moyen est de 80 euros (respectivement 150) à comportements inchangés, contre 310 euros (respectivement 610) avec l'hypothèse basse d'impact du PFU sur les dividendes et 1 010 euros (respectivement 1 830) avec l'hypothèse haute (figure IV). Les gains de niveau de vie calculés en tenant compte des impacts du PFU sur les dividendes (estimation haute ou estimation basse) incluent l'augmentation du revenu des ménages liée aux dividendes supplémentaires, en plus des modifications de revenu liées aux changements des prélèvements (tandis que sans effet de comportement, l'impact du PFU se limite aux changements des prélèvements).

Du point de vue des finances publiques, la hausse des dividendes donne lieu à un surplus de prélèvements (CSG et impôt sur le revenu) par rapport au scénario à comportements inchangés, si bien que le coût de la mise en place du PFU au titre de l'IR passe de 1.76 milliard d'euros à comportements inchangés à 1.55 milliard d'euros avec l'hypothèse basse pour les effets de comportement et 0.83 milliard d'euros avec l'hypothèse haute (tableau 4). L'économie budgétaire liée à la hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine passe elle de 1.83 milliard d'euros à comportements inchangés à 2.11 milliards d'euros avec l'hypothèse basse et 3.08 milliards d'euros avec l'hypothèse haute. Si l'on cumule le coût lié à la mise en place du PFU au titre de l'IR et l'économie budgétaire liée à la hausse de la CSG, en ne retenant pour cette dernière que la part correspondant à une hausse de CSG sur les revenus soumis au PFU au titre de l'IR³⁸, on obtient alors l'impact budgétaire de la mise en place du PFU de 30 % (impôt et CSG) : la réforme coûte 1.05 milliard d'euros à comportements inchangés et 740 millions d'euros avec l'hypothèse basse, et l'hypothèse haute conduit à changer le signe de l'impact budgétaire puisque, sous cette hypothèse, le PFU aurait rapporté 360 millions d'euros.

38. On utilise pour ce faire l'ordre de grandeur suivant, calculé dans l'ERFS : environ 40 % des revenus soumis à la hausse de la CSG sont soumis au PFU à long terme (c'est-à-dire après pleine montée en charge du PFU pour les revenus d'assurance vie et de PEL et CEL).

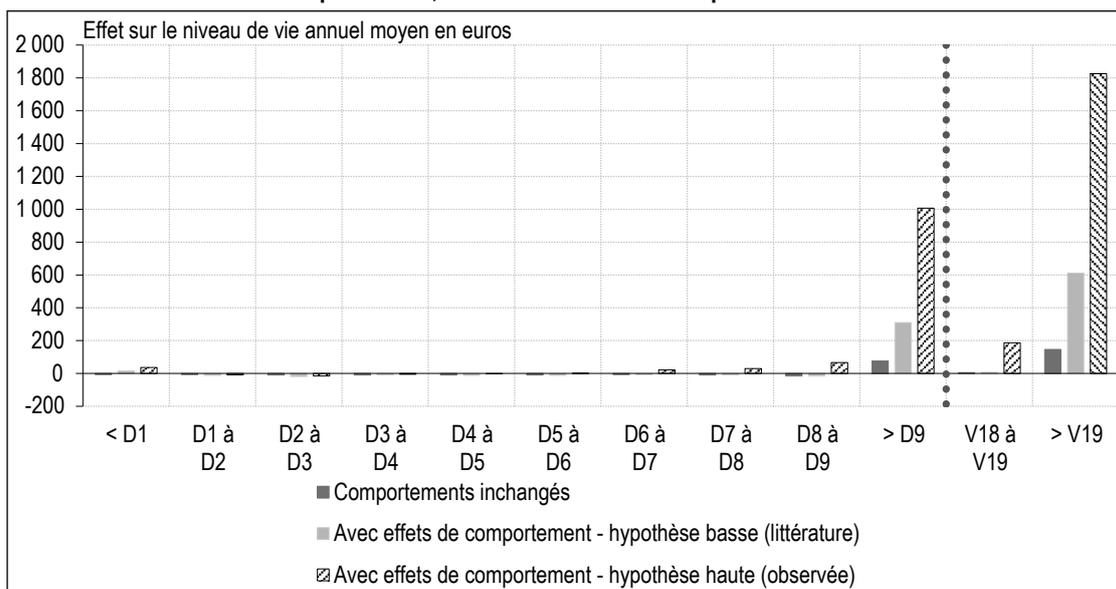
Figure III – Effet de la transformation de l'ISF avec et sans effet de comportement



Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Source et champ : Insee, ERFS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014 15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Figure IV – Effet de la mise en place du PFU au titre de l'IR et de la hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine, avec et sans effet de comportement



Note : l'axe des abscisses correspond à la position des personnes par rapport aux déciles (D1 à D9) ou vingtiles (V18 et V19) de niveau de vie en l'absence de réforme en 2018.

Source et champ : Insee, ERFIS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Tableau 4 – Effets des mesures sur les finances publiques avec et sans effet de comportement (en millions d'euros)

	Sans effet de comportement	Avec effets de comportement	
		(hypothèse basse)	(hypothèse haute)
Transformation de l'ISF en IFI	-3 440	-3 320	-3 320
Mise en place du PFU au titre de l'impôt sur le revenu	-1 760	-1 550	-830
Hausse de la CSG sur les revenus du patrimoine	+1 830	+2 110	+3 080
dont hausse de la CSG sur les revenus dans le champ du PFU	+710	+810	+1 190
Impact agrégé des trois mesures	-3 360	-2 770	-1 070

Source et champ : Insee, ERFIS 2016 (actualisée 2018), enquête Patrimoine 2014-15 ; DGFIP ISF 2017, POTE 2017 ; modèle INES 2018. France métropolitaine, ménages ordinaires dont le revenu est positif ou nul et dont la personne de référence n'est pas étudiante.

Au total, si l'impact cumulé des trois réformes évaluées dans cet article fait perdre 3.36 milliards d'euros à l'État à comportements inchangés, le coût n'est que de 2.77 milliards d'euros avec l'hypothèse basse retenue pour les effets de comportement sur les dividendes, et 1.07 milliard avec l'hypothèse haute.

Ces résultats intégrant des réponses comportementales de court terme tendent donc à montrer que la mise en œuvre du PFU a eu un impact nettement moins négatif, voire positif, sur les finances publiques tout en conduisant à des gains de niveau de vie élevés pour les ménages les plus aisés, avec de faibles pertes pour les autres ménages. Il est cependant probable que d'autres effets existent à moyen ou long terme, nous allons y revenir. De manière générale, les résultats présentés ici doivent donc être interprétés comme une contribution à la manière dont l'évaluation de la réforme peut être affectée par

les effets de comportement, plutôt que comme une évaluation complète et définitive.

* *
*

En guise de conclusion, nous discutons de comment les résultats de court terme pourraient changer en prenant en compte les effets de long terme de ces réformes. Nous discutons surtout des effets du PFU, à l'aide de récents travaux de la littérature. La transformation de l'ISF en IFI peut également avoir des effets à long terme sur l'accumulation du capital, mais aucune évaluation n'est disponible pour en mesurer l'ampleur.

À long terme, le PFU au titre de l'IR s'appliquera à de nouveaux types de revenus, en particulier les revenus issus des PEL et CEL ouverts après

2018 et des revenus d'assurance vie afférents à des versements postérieurs au 27 septembre 2017. Ceci pourrait conduire à long terme à des recettes supplémentaires pour les finances publiques et à augmenter la hausse des inégalités (les PEL et les CEL étant plus représentés dans la première moitié de la distribution³⁹).

Au-delà de cet effet lié à la montée en charge progressive du PFU au titre de l'IR, les effets de comportement liés au PFU pourraient également être différents à long terme.

D'abord, les dividendes pourraient continuer à augmenter pour rattraper les cinq années (2013-2017) de moindre versement. Bach *et al.* (2019a) ont montré en effet une absence d'effet sur l'investissement des entreprises liée à la mise au barème des dividendes, et suggèrent que les dividendes ont probablement été mis en réserve entre 2013 et 2017 en attendant une fiscalité plus favorable. Dans cette optique, la hausse des dividendes liée à la mise en place du PFU pourrait donc continuer et être plus importante que celle prise en compte dans la partie précédente⁴⁰. En contrepartie, un impact à la baisse sur les plus-values pourrait exister. En effet, dans la situation contrefactuelle où la réforme n'aurait pas eu lieu et donc la hausse des

dividendes non plus, les dividendes non distribués auraient pu augmenter les fonds propres et donc la valorisation des entreprises, ce qui entraîne à terme une hausse des plus-values lors de la revente de l'entreprise. Dans ce cas, le montant d'impôt dans le scénario contrefactuel pourrait être plus élevé et donc le gain de la réforme pour les finances publiques plus faible. Il faut aussi noter que, si les réformes de 2013 et 2018 ont eu de forts effets sur les niveaux de vie, elles n'en auraient pas eu avec une définition très large des revenus, à la « Haig-Simons », ou incluant les profits non distribués des entreprises. D'autre part, des effets de redénomination des revenus du travail en dividendes pourraient apparaître pour les indépendants à long terme (Pirttilä & Selin, 2011), même s'ils ne se voient pas à court terme. La prise en compte de ces effets conduirait probablement à augmenter le coût de la réforme à moyen terme, à cause de la baisse des revenus d'activité (et en conséquence de l'IR et des cotisations sociales) de certains indépendants. □

39. La réforme conduirait à des légères pertes pour cette population.
40. Selon les premières remontées administratives, les dividendes auraient continué à augmenter en 2019, entre 2 et 3 milliards d'euros (France Stratégie, 2020, page 112).

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/5426454/ES_Paquier-Sicsic_Annexe-en-ligne_Online-appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- André, M., Cazenave, M.-C., Fontaine, M., Fourcot, J. & Sireyrol, A. (2015).** Effet des nouvelles mesures sociales et fiscales sur le niveau de vie des ménages : méthodologie de chiffrage avec le modèle de microsimulation Ines. Insee, *Document de travail* F1507. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1303384>
- Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzoic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019a).** Évaluation d'impact de la fiscalité des dividendes. *Rapport IPP*, 25. <https://www.ipp.eu/publication/octobre-2019-evaluation-impact-fiscalite-des-dividendes/>
- Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzoic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019b).** Quelles leçons tirer des réformes de la fiscalité des revenus du capital ? *Note IPP*, N° 46. <https://www.ipp.eu/publication/oct-2019-queelles-lecons-tirer-des-reformes-de-la-fiscalite-des-revenus-du-capital/>
- Bach, L., Bozio, A., Fabre, B., Guillouzoic, A., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2020).** Des analyses fiscales simplistes ? *blog de l'IPP*. <https://blog.ipp.eu/2020/02/28/des-analyses-fiscales-simplistes/>
- Baclet, A. & Raynaud, E. (2008).** La prise en compte des revenus du patrimoine dans la mesure des inégalités. *Économie et Statistique*, 414, 31–52. <https://doi.org/10.3406/estat.2008.7028>
- Biotteau, A.-L., Fredon, S., Paquier, F., Schmitt, K., Sicsic, M. & Vergier, N. (2019).** Les personnes les plus aisées sont celles qui bénéficient le plus des mesures socio-fiscales mises en œuvre en 2018, principalement du fait des réformes qui concernent les détenteurs de capital. Insee, *France, portrait social* édition 2019, pp. 133–155. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4238451?sommaire=4238781>
- Boissel, C. & Matray, A. (2019).** Higher Dividend Taxes, No Problem! Taxing Entrepreneurs in France. *SI 2019 Corporate Finance*. National Bureau of Economic Research, Cambridge, 8 et 9 juillet 2019. <https://economics.princeton.edu/working-papers/higher-dividend-taxes-no-problem-evidence-from-taxing-entrepreneurs-in-france/>

- Cazenave-Lacrouts, M.-C., Guillas, D., Lebraut, G. & Mordier, B. (2019).** 10 % des ménages détiennent près de la moitié du patrimoine total. *Insee Focus* N° 176. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4265758>
- Commission des finances du Sénat (2019),** Rapport sur l'évaluation de la transformation de l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF) en impôt sur la fortune immobilière (IFI) et la création du prélèvement forfaitaire unique (PFU).
https://www.senat.fr/espace_presse/actualites/201910/rapport_devaluation_de_la_transformation_de_limpot_de_solidarite_sur_la_fortune_isf_en_impot_sur_la_fortune_immobiliere_ifi_et_de_la_creation_du_prelevement_forfaitaire_unique_pfu.html
- Chetty, R. & Saez, E. (2005).** Dividend Taxes and Corporate Behavior: Evidence from the 2003 Dividend Tax Cut. *Quarterly Journal of Economics*, 120(3), 791–833. <https://doi.org/10.1093/qje/120.3.791>
- Dherbécourt, C. & Lopez Forero, M. (2019).** Quelle taxation du capital, avant et après la réforme de 2018 ? *France Stratégie, Note d'analyse* N° 81.
<https://www.strategie.gouv.fr/publications/taxation-capital-apres-reforme-de-2018>
- Fabre, B., Guillouzouic, A., Lallemand, C., Leroy, C. & Malgouyres, C. (2019).** Les impacts du Budget 2020 sur les ménages et les entreprises. *Conférence sur l'évaluation du budget 2020*. IPP, Paris, 15 octobre 2019.
- France stratégie (2019).** Premier rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital.
<https://www.strategie.gouv.fr/publications/comite-devaluation-reformes-de-fiscalite-capital-premier-rapport>
- France stratégie (2020).** Deuxième rapport du comité d'évaluation des réformes de la fiscalité du capital.
<https://www.strategie.gouv.fr/publications/comite-devaluation-reformes-de-fiscalite-capital-deuxieme-rapport>
- Fredon, S. & Sicsic, M. (2020).** Ines, le modèle qui simule l'impact des politiques sociales et fiscales. *Insee, Courrier des statistiques* N° 4. <https://www.insee.fr/fr/information/4497070?sommaire=4497095>
- Frémeaux, N. (2019).** *Les nouveaux héritiers*. Paris: Éditions du Seuil.
- Garbinti, B., Goupille-Lebret, J. & Piketty, T. (2021).** Accounting for Wealth Inequality Dynamics: Methods, Estimates and Simulations for France. *Journal of the European Economic Association*, 19(1), 620–663.
<http://piketty.pse.ens.fr/files/GGP2021JEEA.pdf>
- Garbinti, B. & Goupille-Lebret, J. (2019).** Income and Wealth Inequality in France: Developments and Links over the Long Term. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 69–87.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1988>
- Insee (2021).** Fiche « Les hauts patrimoines ». Insee, *Les revenus et le patrimoine des ménages*, édition 2021.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/5371261?sommaire=5371304>
- Kleven, H. & Schulz, E. A. (2014).** Estimating Taxable Income Responses using Danish Tax Reforms. *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 271–301. <https://doi.org/10.24187/10.1257/pol.6.4.271>
- Lamarche, P. & Romani, M. (2015).** Le patrimoine des indépendants. Insee, *Emploi et revenus des indépendants* édition 2015, pp. 75–90. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374694?sommaire=1374698>
- Lefebvre, M.-N., Lehmann, E., Sicsic, M. & Zanoutene, E. (2020).** Évaluation de la mise au barème des revenus du capital. CRED, *Document de travail* 2019-25. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03196996/document>
- Madec, P., Plane, M. & Sampognaro, R. (2019).** Budget 2019 : du pouvoir d'achat mais du déficit. *OFCE Policy brief* N° 46.
<https://spire.sciencespo.fr/hdl:/2441/45hhtdk2ar9ocp5aifrn9kedb1/resources/2019-pbrief46-budget2019-du-pouvoir-d-achat-mais-du-deficit-pmadec.pdf>
- Madrian, B. & Shea, D. (2001).** The Power of Suggestion: Inertia in 401(k) Participation and Savings Behavior. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 1149–1187.
- Paquier, F., Schmitt, K. & Sicsic, M. (2019).** Simulation des effets redistributifs de la transformation de l'ISF en IFI à l'aide du modèle Ines. Insee, *Document de travail* F1908. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4267455>
- Pirttilä, J. & Selin, H. (2011).** Income Shifting within a Dual Income Tax System: Evidence from the Finnish Tax Reform of 1993. *The Scandinavian Journal of Economics*, 113(1), 120–144.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2010.01635.x>
- Thaler, R. & Sunstein, C. (2008).** *Nudge: Improving Decisions about Health, Wealth, and Happiness*. Yale University Press.
- Yagan, D. (2015).** Capital Tax Reform and the Real Economy: The Effects of the 2003 Dividend Tax Cut. *American Economic Review*, 105(12), 3531–3563. <https://doi.org/10.1257/aer.20130098>

Quel déflateur pour les services de télécommunications ? Une question de pondération

Telecoms Deflators: A Story of Volume and Revenue Weights

Mo Abdirahman*, Diane Coyle**, Richard Heys*** et Will Stewart****

Résumé – L'évolution rapide des produits et services technologiques pose des problèmes particuliers pour que les déflateurs traduisent correctement les changements de qualité et permettent une comparaison dans le temps des volumes de production. Pour les services de télécommunications, le défi vient non seulement de changements rapides des prix et des volumes, mais aussi du fait que les différents services fournis (texte, voix et données) sont de plus en plus substituables les uns aux autres. Cet article s'appuie sur les travaux précédents des auteurs pour proposer des alternatives améliorées de déflateurs pour les services de télécommunications au Royaume-Uni, en examinant le traitement des frais d'accès et l'utilisation de poids-revenus ou de poids-volumes pour les composantes fixes des offres groupées. Nos options alternatives débouchent sur des baisses des déflateurs allant de 64 à 85 % entre 2010 et 2017. Ces baisses sont beaucoup plus marquées que celles du déflateur calculé avec la méthode existante, mais cela réduit considérablement la fourchette des baisses de prix calculées dans les travaux antérieurs. À ce stade, nous recommandons nos options de déflateurs pondérés par les volumes, qui semblent mieux refléter la façon dont les consommateurs évaluent l'utilité des différentes composantes des services de télécommunications.

Abstract – Fast-changing technology products present inherent measurement challenges in relation to ensuring that deflators adequately adjust for quality change to allow a like-for-like comparison of volumes of output. Telecommunications services present significant challenges in this area not just because of rapid changes in prices and volumes, but also because the different services provided (text, voice, data) are displaying increasing substitutability. This paper builds on previous work by the authors to provide improved alternatives for telecoms services deflators calculated for the UK, focussing on treatment of access charges and also whether using revenue weights or volume-weights for fixed components of contract bundles delivers more reasonable results. Our new options deliver declines in the deflator series of between 64% and 85% between 2010 and 2017. These are far faster declines than the deflator calculated by the existing method but considerably reduce the range of price declines calculated in earlier work. Overall, we recommend using our volume-weighted deflator options, as these seem to better reflect how consumers evaluate the utility of different telecoms services components.

Codes JEL / JEL Classification : E01, L16, L96

Mots-clés : progrès technologique, télécommunications, déflateurs

Keywords: technological progress, telecommunications, deflators

*Department for Digital, Culture, Media and Sports (mo.abdirahman@dcms.gov.uk); **University of Cambridge and Economic Statistics Centre for Excellence (ESCoE); ***Office for National Statistics; ****The Institution of Engineering and Technology

Les auteurs tiennent à remercier Robert Bucknall (ONS), Erwin Diewert (Université de la Colombie-Britannique), John Jeremy (ONS) ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs précieuses contributions.

Reçu en mai 2020, accepté en septembre 2021. Traduit de la version originale.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Abdirahman, M., Coyle, D., Heys, R. & Stewart, W. (2022). Telecoms Deflators: A Story of Volume and Revenue Weights. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 43–59. doi: 10.24187/ecostat.2022.530.2063

Les indicateurs de prix des services de télécommunications (ou « télécoms »), dont le but est de déflater la production du secteur, suscitent de nombreux débats entre économistes et statisticiens des instituts nationaux. Ces débats portent sur les modalités d'ajustement des prix des services en fonction de la qualité, compte tenu de l'explosion de l'utilisation et du transport des données. Les experts des prix du groupe d'Ottawa, réunis en 2001, ont ainsi mis en évidence les enjeux majeurs pour les prix des services de télécommunications des changements affectant la qualité et les modes d'utilisation (Diewert, 2001). Cette question de l'ajustement de qualité d'un produit qui connaît des innovations rapides s'applique plus largement à divers services numériques dont l'utilisation a considérablement augmenté ces dernières années.

Alors que les services liés aux données représentent désormais la principale production du secteur des services de télécoms, le déflateur utilisé actuellement au Royaume-Uni, et ailleurs, donne un poids plus élevé aux services traditionnels de voix et de texte (SMS). Étant donné que le prix de ces services traditionnels a moins fluctué, l'utilisation d'un déflateur pondéré sur la base de ces composantes fait apparaître une croissance lente de la production en termes réels et de la productivité du secteur, en contradiction avec la croissance considérable de l'utilisation et de l'amélioration des services, ce qui justifie de considérer des options alternatives.

Dans un précédent article (Abdirahman *et al.*, 2020) nous avons présenté deux alternatives au déflateur actuel des services de télécoms utilisé pour la mesure du PIB dans les comptes nationaux du Royaume-Uni (voir en encadré une synthèse de l'article de 2020). Une première solution était d'utiliser un indice des prix à la production des services (IPPS) amélioré, en y ajoutant les données haut débit et mobiles, en actualisant annuellement les pondérations et en y intégrant les prix à la consommation¹. Il ne s'agissait donc que d'améliorer la méthode courante. La deuxième option était de s'écarter de l'approche standard et d'adopter à la place une approche par l'utilisation des données, avec un indice de valeur unitaire qui considérerait tous les services composants comme étant essentiellement équivalents à un service de transport de bits. Les services vocaux et textuels étaient convertis en octets, à l'instar des services de données, et ce déflateur de l'utilisation des données était défini simplement comme le prix moyen par octet.

Ces solutions alternatives visaient toutes les deux à tenir compte du changement de qualité dû à la rapidité des progrès technologiques. Cependant, bien qu'utilisant les mêmes sources de données², elles fournissent des images extrêmement différentes d'un déflateur ajusté pour l'effet qualité, puisqu'avec la première option, on aboutissait à une baisse de 51 % et avec la deuxième à une baisse de 96 %³ au cours des années 2010 à 2017, par rapport à un indice resté globalement plat avec la définition courante. Dans cet article, nous analysons pourquoi ces deux options diffèrent autant et nous proposons trois nouvelles variantes.

Les services de télécommunications se composent d'une combinaison de services traditionnels tels que les appels vocaux et de nouveaux services reposant sur les données, lesquels se substituent souvent directement aux services traditionnels. Parfois, les services sont également groupés avec des offres d'appareils de téléphonie ; toutefois, dans cet article, nous nous concentrons sur le service, et non sur le matériel. Presque tous les services, qu'ils soient traditionnels (comme la voix ou le fax) ou plus modernes, utilisent les mêmes réseaux physiques et assurent le transport et le routage vers la destination souhaitée d'une manière quasiment identique : le contenu est numérisé puis envoyé sous forme de « paquets » de données assortis d'une adresse en « en-tête » qui les précède. Le contenu des données d'en-tête représente généralement moins de 1 % des données d'un paquet. Le coût du routage peut être supérieur à ce niveau, mais il est comparable pour tous les types de service.

Cela étant, pour des raisons historiques ou de marché, les services traditionnels sont souvent facturés à un taux beaucoup plus élevé par unité de données. Par exemple, le prix par octet d'un appel vocal traditionnel est sensiblement plus élevé que le prix du transport d'une quantité équivalente de données (et cet écart est beaucoup plus important pour les appels internationaux). Puisque les nouvelles technologies, comme Skype ou WhatsApp, traitent les appels vocaux comme du transport de données, le service est beaucoup moins cher, en particulier pour

1. Le contexte de la modification de l'IPPS, d'un indice centré sur les échanges entre entreprises (« B2B ») à un indice prenant en compte toutes les catégories de clients (« B2All ») est détaillé sur <https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/articles/improvementstotheimportandexportpriceindicespiandepiandservicesproducerpriceindicesppi/november2016#regulatory-changes> (accédé 5 novembre 2021).

2. Acquisées auprès de l'Office of Communications (Ofcom), l'autorité de régulation des télécommunications au Royaume-Uni.

3. Cet écart diffère par rapport à la fourchette originale indiquée dans Abdirahman *et al.* (2020). Ceci est dû au fait que l'IPPS amélioré a été modifié pour devenir un indice chaîné de type Laspeyres. Les précisions méthodologiques sur la construction de l'IPPS amélioré (option A dans le présent article) figurent à l'annexe 2.

ENCADRÉ – Synthèse de l'article de 2020 (Abdirahman *et al.*, 2020)

Dans l'article de 2020, nous examinons le rôle que les déflateurs pouvaient jouer pour expliquer la baisse de la valeur ajoutée brute (VAB) réelle du secteur des services de télécommunications au Royaume-Uni alors même que la circulation de données avait connu une croissance exponentielle : entre 2010 et 2017, l'utilisation des données au Royaume-Uni a augmenté de 2 300 %, tandis que la VAB réelle mesurée pour le secteur a diminué de 8 %. Nous avons constaté le rôle important joué par la construction des déflateurs des services de télécommunication dans la sous-estimation de la VAB des services de télécommunication.

À l'époque, le déflateur de la production des services de télécommunications était construit à partir d'une combinaison de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour les services et équipements de télécommunications (avec une pondération d'environ deux tiers) et de l'indice des prix à la production des services (IPPS) pour les services de télécommunications (avec une pondération d'environ un tiers). L'article abordait divers problèmes liés à cette approche, notamment le fait que l'IPC prend en compte de nombreux articles non liés, tels que les équipements de télécommunication, et ne tient pas suffisamment compte des changements de qualité des services de télécommunication. L'IPPS, quant à lui, ne capture que les prix au niveau des entreprises et, plus important encore, n'inclut aucun service de données fixe ou mobile. En raison de ces problèmes, et d'autres liés aux méthodes, le déflateur mesuré des services de télécommunications fait apparaître une hausse des prix de 3 % entre 2010 et 2017, malgré les progrès technologiques substantiels réalisés au cours de cette période, comme le passage de la 3G à la 4G du côté mobile et la progression considérable des vitesses du haut débit fixe.

Constatant que même de légères améliorations de la méthode avaient un impact important sur le déflateur des services de télécommunications, nous proposons un changement modeste du déflateur que nous avons appelé « IPPS amélioré » (option A). Les principales modifications consistaient à :

- supprimer l'IPC du déflateur,
- inclure les transactions entre entreprises et consommateurs dans le champ de l'IPPS afin de garantir une couverture des ventes aux entreprises (« B2B ») et des ventes des entreprises aux consommateurs (« B2All »),
- introduire des services de données fixes et mobiles dans l'IPPS,
- actualiser annuellement les pondérations.

La mise en œuvre de cet IPPS amélioré par ces modifications limitées indiquait que le prix des services de télécommunication aurait baissé d'environ 37 % entre 2010 et 2017, au lieu de la hausse de 3 % selon l'indicateur officiel de l'époque.

Malgré cette baisse substantielle du déflateur, il nous semblait que celui-ci pouvait encore être biaisé à la hausse, du fait du poids important des services de télécommunications traditionnels tels que les appels vocaux et les messages texte dans le déflateur de l'option A, malgré leur importance moindre pour les consommateurs et les opérateurs. En outre, le traitement des frais d'accès aux lignes fixes posait un problème particulier, car il s'agit d'un service distinct, fortement pondéré, bien qu'il soit peu pertinent pour les consommateurs lorsqu'ils choisissent leur contrat de télécommunications au Royaume-Uni.

Nous avons donc également envisagé un changement de méthode plus radical pour que le déflateur reflète davantage la qualité et l'amélioration technologique du service. Du point de vue de l'ingénierie et de la production, les services de télécommunications sont essentiellement un service de transport de bits, et les données sont un produit. Selon nous, les consommateurs ne verraient que peu de différence entre l'utilisation de services traditionnels (par exemple, l'envoi d'un SMS) et l'envoi d'un message via un service comme WhatsApp. Les services traditionnels tels que les appels et les messages texte pourraient également être représentés en bits de données et la production des services de télécommunications mesurée en bits de données transportés.

Partant de là, nous proposons un déflateur alternatif basé sur l'utilisation des données (option B). Ce déflateur alternatif utilise une valeur unitaire agrégée qui divise le revenu total du secteur par le volume total de données, d'où un prix par unité de données transmises dans tous les services de télécommunications. Avec ce déflateur, les prix des services de télécommunications ont baissé de 96 % entre 2010 et 2017, ce qui est considérablement plus rapide que la baisse obtenue avec le déflateur de l'option A.

L'article discutait le fort écart des estimations obtenues avec les deux options d'amélioration du déflateur et la nécessité de mieux l'expliquer et de le réduire. C'est le point de départ du présent article.

les appels longue distance. Naturellement, les utilisateurs migrent donc des services traditionnels plus coûteux vers les services plus récents qui sont relativement moins chers. Ces services peuvent également proposer de nouvelles « offres groupées » de service, par exemple des offres intégrées « texte et voix » ou « voix et vidéo » dans un même « appel ». Ceci pour suivre la tendance montante de consommation d'offres groupées de services différents avec des

plafonds et des limites d'utilisation différents. Par exemple, l'Ofcom estime que 79 % de l'ensemble des contrats de services de télécoms de lignes fixes sont des offres groupées de plusieurs services, ce qui correspond à une hausse de 39 % par rapport à 2009⁴.

4. Voir l'analyse du marché des services séparés de téléphonie fixe effectuée par l'Ofcom, figure 1. https://www.ofcom.org.uk/_data/assets/pdf_file/0014/107321/standalone-landline-evidence.pdf (accédé 5 novembre 2021).

Les consommateurs paient également des frais d'accès pour les services de ligne fixe. Les frais d'accès sont traités dans l'indice actuel comme un service distinct, et notre premier objectif est de les mettre en correspondance avec les services qui les composent. Cette approche est appropriée car il ne semble pas que les consommateurs sélectionnent leurs services de télécommunications sur la base des frais d'accès ni qu'ils achètent les frais d'accès comme un produit séparé. Nous examinons ensuite le traitement des prix de chaque composante du service dans les offres groupées de téléphonie mobile. Au Royaume-Uni, la pratique actuelle consiste à utiliser des pondérations basées sur les revenus des offres non groupées pour les appliquer au prix groupé. Nous proposons plutôt de prendre en compte leur poids dans le volume total des utilisations.

Nos résultats montrent que la différence entre les rythmes de décroissance des variantes du déflateur dépend principalement de l'utilisation de poids calculés à partir des revenus ou calculés à partir des volumes pour pondérer les différentes composantes des services. Les déflateurs alternatifs que nous construisons se rapprochent progressivement d'un indice de valeur unitaire de l'utilisation des données, à mesure que l'utilisation de poids-volumes devient prépondérante.

Le secteur des services de télécommunications offre donc une illustration saisissante d'un vieux problème conceptuel dans la construction des déflateurs : contrôler adéquatement le changement de qualité lorsqu'un nouveau produit ou un produit de meilleure qualité, affichant une croissance rapide des volumes et une baisse rapide des prix, vient remplacer un bien ou un service existant. Cette difficulté apparaît dans toute la gamme des services numériques et a des implications pour l'interprétation des déflateurs calculés et donc sur les taux de croissance réels de ces secteurs. Cette question peut être importante pour un certain nombre de produits numériques, pour lesquels les offres groupées deviennent de plus en plus courantes. Dans le cas des services de télécoms, les évolutions des prix varient considérablement entre les pays de l'OCDE, bien que les progrès technologiques soient du même ordre partout : par exemple, l'indice du prix des services de télécoms est passé de 100 en 2002 à près de 130 en 2015 au Canada, alors qu'il a diminué dans différents pays européens au cours de la même période (Ahmad *et al.*, 2017, p. 11). Cela suggère que les instituts de statistique mettent en œuvre des approches différentes face aux défis dont nous discutons.

Notre recommandation pratique est que les services statistiques devraient, pour l'heure, attribuer des frais d'accès aux lignes fixes en utilisant les pondérations basées sur les volumes (appelés poids-volume par la suite), car les pondérations basées sur les revenus (poids-revenu par la suite) reflètent les allocations comptables plutôt que les choix des consommateurs. Cependant, les services statistiques ne devraient pas pondérer par les volumes les frais groupés pour les services mobiles. La question centrale est celle de la sensibilité de l'indice des prix aux hypothèses formulées pour les pondérations.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante. La section 1 présente le contexte de l'étude et les défis que pose la construction de déflateurs pour les services de télécommunications. La section 2 traite de la méthodologie et la section 3 présente l'impact des différentes méthodes sur le déflateur des services de télécommunications, discute les résultats et leurs limites.

1. La construction de déflateurs pour les services de télécommunications

Les déflateurs sont utilisés dans les comptes nationaux pour convertir les mesures en valeur de la production en indicateurs de volume cohérents. Conceptuellement, ceci implique de diviser la variation des prix en deux éléments : un indicateur cohérent des variations des prix des mêmes produits dans le temps « à périmètre constant » et un ajustement pour l'effet qualité. En bref, les variations de prix peuvent soit refléter un véritable changement du prix d'une unité de produit, soit indiquer que les acheteurs reçoivent un volume plus (ou moins) grand du produit à travers la qualité des unités individuelles. Il peut s'agir d'une modification de la taille du produit pour un prix donné (c'est ce que l'on a vu, récemment avec la « shrinkflation », c'est-à-dire par exemple lorsque le prix des barres de chocolat reste constant alors que leur poids en grammes diminue⁵) ou d'une modification de la nature du produit.

Dans le cas des biens technologiques et des services numériques, cette deuxième sorte de modification est un facteur clé. Pour ces produits, le changement technologique peut être rapide et, dans certains cas, le produit échantillon peut être retiré du panier de produits du déflateur avant que le nouveau panier ne soit construit, ce

5. Voir ONS, « *Shrinkflation: How many of our products are getting smaller?* » <https://www.ons.gov.uk/economy/inflationandpriceindices/articles/theimpactofshrinkflationoncpihuk/howmanyofourproductsaregettingsmaller> (accédé 5 novembre 2021).

qui rend difficile de trouver des prix cohérents pour certains produits. Il est donc essentiel de contrôler le changement de qualité pour estimer avec précision un changement de prix « à périmètre constant ».

La difficulté découle de la construction des déflateurs comme permettant d'atteindre (de s'approcher autant que possible de) l'indicateur cible d'un indice à utilité constante, un concept essentiellement abstrait, en utilisant les données de dépenses observées. En outre, les services statistiques doivent tenir compte des aspects pratiques de la collecte de données et de la production de statistiques dans des délais contraints. Leurs travaux s'inscrivent aussi dans le cadre de normes internationales en matière de définitions. Le déflateur utilisé actuellement pour les services de télécommunications au Royaume-Uni était auparavant un indice chaîné à panier fixe pondérant à la fois les indices des prix à la production et à la consommation. Conformément aux recommandations en matière de bonnes pratiques, il devra à l'avenir être construit comme un indice unique de prix « B2All », qui sera fourni par le biais d'un IPPS amélioré. Dans cet article, nous examinons la meilleure façon de rapprocher l'indice actuel des prix des services de télécommunications d'un indice à utilité constante.

L'utilité fournie par un bien amélioré ou nouveau dépend des caractéristiques de la demande des consommateurs, ainsi que des dépenses observables et, en particulier, de la proximité entre le nouveau bien et celui qu'il remplace (c'est-à-dire de l'élasticité prix de la demande). L'une des façons de conceptualiser ceci est de considérer une amélioration de la qualité comme une variation de la quantité ; par exemple, un octet de données fournissant autant d'informations que le faisaient deux octets auparavant grâce à une meilleure compression. Si q_i et z_i représentent respectivement la quantité et la qualité du bien i , nous pouvons écrire comme suit l'utilité de n biens pour le consommateur :

$$u = v(z_1 q_1, z_2 q_2, \dots, z_n q_n)$$

La qualité z_i peut être considérée comme une fonction hédonique des caractéristiques de chaque bien. Cette formulation fait apparaître qu'une amélioration de la qualité a deux effets : elle réduit directement la demande parce que moins de biens sont nécessaires pour fournir le même service ; mais elle agit également comme une réduction de prix pour la même quantité (à utilité constante), et aura donc tendance à augmenter indirectement la demande. Dès lors,

si les prix sont notés p_i et que le consommateur a une dépense totale x , les fonctions de demande g_i sont les suivantes :

$$q_i = (1/z_i) g_i(x, p_1/z_1, p_2/z_2, \dots, p_n/z_n)$$

Un indice des prix à utilité constante exige l'utilisation de prix « effectifs » qui, dans cette configuration, sont les prix divisés par une mesure de qualité associé. Si un octet fait désormais ce que deux octets faisaient auparavant, le prix par octet devrait être divisé par deux. Le coût minimal d'obtention de l'utilité u est alors donné par la formule suivante :

$$c(u, p_1/z_1, p_2/z_2, \dots, p_n/z_n)$$

Le changement à utilité constante (c'est-à-dire le « coût de la vie ») serait obtenu par le coût pour atteindre un niveau d'utilité fixe au cours de chacune des deux périodes considérées. Nous nous proposons de construire un indice des prix en utilisant p_i/z_i . Deaton (1998) suggère d'utiliser l'idée des préférences homothétiques (qui veut qu'une hausse du revenu ne modifie pas la demande relative pour différents biens) dans le contexte d'une augmentation identique de la qualité de tous les biens : « *The quality change is precisely equivalent to consumers becoming more efficient as 'utility machines'* » (p. 40). Les consommateurs ont une utilité plus élevée, mais cela n'est démontré par aucune preuve empirique. En général, les données ne permettent pas d'évaluer l'ensemble des conséquences des changements de qualité sur le bien-être, l'ajustement d'un indice des prix à l'effet qualité correspondant en partie à l'ajustement des préférences, à moins de penser possible de distinguer les changements de qualité des changements de préférences.

Les régressions hédoniques conventionnelles ainsi que l'approche directe de Nordhaus (1994 ; 2007) pour calculer le coût de technologies telles que l'éclairage ou la puissance de calcul fournissent des informations sur les changements de qualité. L'ajustement hédonique estime la valeur des caractéristiques spécifiques d'un produit dont la qualité s'améliore et l'utilise pour estimer un prix plus proche du niveau de fourniture d'une utilité inchangée pour le consommateur. Par exemple, les prix de certains biens des technologies de l'information dans le panier de l'indice des prix à la consommation (IPC) au Royaume-Uni et dans d'autres pays sont ajustés de manière hédonique de sorte à refléter, en théorie, l'évolution rapide du prix d'une unité d'utilité constante fournie par ces biens. Toutefois, les services statistiques nationaux n'appliquent l'ajustement hédonique qu'à un petit nombre de biens, qui varient

considérablement d'un pays à l'autre. Cette méthode implique en effet de sélectionner des caractéristiques de qualité mesurables supposées contribuer à l'utilité des consommateurs. Sa mise en œuvre dépend de la disponibilité d'indicateurs pour diverses caractéristiques. Crawford & Neary (2019) pointent également que les méthodes hédoniques n'intègrent qu'un changement intensif de qualité, c'est-à-dire des améliorations de caractéristiques existantes. Elles ne tiennent pas compte de modifications majeures telles que l'introduction de nouvelles caractéristiques (ou la perte d'anciennes caractéristiques) et présentent donc de ce fait un biais de variables omises, sauf si les équations sont régulièrement mises à jour. Des méthodes hédoniques ont été appliquées aux téléphones mobiles aux États-Unis, et Aizcorbe *et al.* (2019) proposent également une méthode d'ajustement des prix des téléphones mobiles vendus conjointement avec des services de télécommunications. Aux États-Unis, le Bureau of Labor Statistics a apporté des améliorations à certains ajustements hédoniques des services de communications sans fil en tenant compte de caractéristiques telle que le volume de données des offres achetées par les consommateurs⁶. Cela étant, l'ajustement hédonique des services de télécommunications visant à refléter des améliorations technologiques significatives en termes de compression, de vitesse des données, de latence (délai de traitement) réduite et de fiabilité des appels ne semble pas être généralement appliqué. De plus, il ne contient pas toutes les informations nécessaires sur l'utilité que les consommateurs obtiennent du changement de qualité.

Les méthodes hédoniques présentent par ailleurs des limites pratiques importantes qui les rendent moins adaptées à une application aux services de télécommunications. De nombreuses régressions hédoniques pour le haut débit utilisent comme principales caractéristiques de qualité les vitesses de téléchargement depuis et vers le réseau. Toutefois, ces régressions s'appuient sur des tarifs élevés comme caractéristiques de la qualité plutôt que sur les données au niveau des contrats individuels. Cela signifie que les régressions hédoniques ont tendance à utiliser les vitesses annoncées plutôt que les vitesses réelles, puisque ces dernières ne peuvent être observées qu'au niveau du contrat individuel. Souvent, les vitesses annoncées restent inchangées, tandis que les consommateurs voient les vitesses réelles s'améliorer, de sorte que les régressions hédoniques risquent de ne pas estimer correctement les améliorations de la qualité. En outre, même si la vitesse est l'une

des principales caractéristiques de qualité des services de télécoms, d'autres facteurs sont également importants, comme la couverture ou la latence. Ces facteurs ne sont pas non plus observables au niveau des tarifs et ils varient d'un consommateur à l'autre. Plus largement, les régressions hédoniques reposent sur l'utilisation d'indices des prix traditionnels et sur le panier de biens associé. Toutefois, il est difficile de construire un panier représentatif des tarifs, en particulier pour les tarifs de téléphonie mobile du fait de l'étendue de la gamme tarifaire disponible ainsi que de l'évolution constante des tarifs des offres auxquelles les consommateurs souscrivent. Bien que l'on puisse envisager, aux fins de l'ajustement hédonique, de traiter certaines parties des services de télécommunications telles que les offres groupées comme des biens distincts, procéder ainsi entraînerait les mêmes difficultés pratiques. Par conséquent, les lignes directrices statistiques⁷ recommandent souvent d'utiliser une approche fondée sur un « panier de consommateurs », qui définit plusieurs profils de consommateurs (par exemple, à utilisation élevée, moyenne et faible) et les met en correspondance avec le tarif disponible le moins cher pour un profil d'utilisation donné.

Pour toutes ces raisons, nous ne proposons pas d'ajustement hédonique. Nous nous concentrons plutôt sur des moyens alternatifs d'améliorer les déflecteurs dans un domaine où l'idée que l'ajustement de qualité ait pu ou puisse être appliqué de manière adéquate laisse généralement sceptique. S'agissant des services de télécommunications, plutôt que de nous concentrer sur l'achat de biens durables nous privilégions l'hypothèse simple selon laquelle les consommateurs augmentent leur utilité grâce aux améliorations de la qualité, telles que la vitesse et la latence, lorsqu'ils utilisent réellement les services. La valeur et/ou le volume réel d'utilisation apparaissent donc comme des indicateurs appropriés pour prendre en compte les changements de qualité et calculer un prix de transaction réel, car les consommateurs n'utilisent pas toujours toutes les données de leur forfait ni toutes les applications fournies.

Comme décrit dans Abdirahman *et al.* (2020), les indices de prix existants pour les services de télécommunications au Royaume-Uni ne parviennent pas à suivre le rythme rapide du changement dans ce secteur. Selon Bean (2016),

6. Voir Bureau of Labor Statistics (BLS) – indices des prix à la production : <https://www.bls.gov/ppi/broadbandhedonicmodel.htm> (accédé 5 novembre 2021).

7. Voir <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/272892/7048317/HICP+recommendation+on+telecoms+-+June+2015> (accédé 5 novembre 2021).

la révision des déflateurs pour améliorer les comptes nationaux du Royaume-Uni est un sujet de recherche, même si cette question se pose également dans d'autres pays. Les deux méthodes alternatives présentées dans Abdirahman *et al.* (2020) ont débouché sur des différences marquées pour l'évolution des prix des services de télécommunications. Dans cet article, nous proposons donc d'affiner notre méthodologie, en prenant précisément en compte la manière dont les services sont tarifés, avec des frais d'accès pour certains services et la pratique des offres groupées, et en utilisant la valeur ou le volume d'utilisation des données pour construire de nouveaux jeux de pondérations. Ces alternatives peuvent être considérées comme réduisant les limites liées aux deux effets opposés du changement de qualité, l'un réduisant la demande du fait de la plus grande utilité obtenue par unité de données utilisée, l'autre augmentant la demande et l'utilisation en raison de la baisse du prix.

2. Méthodologie

L'approche par l'utilisation des données (appelée option B dans cet article) et l'amélioration de l'IPPS (appelée option A dans cet article) sont décrites dans Abdirahman *et al.* (2020). La méthodologie de l'option B est résumée dans l'annexe 1 et celle de l'option A dans l'annexe 2. L'option A consistait à améliorer l'IPPS tout en conservant globalement la méthodologie existante. Cet article introduit de nouvelles déclinaisons de l'option A en apportant des retouches principalement sur le traitement des frais d'accès aux lignes fixes et des offres groupées de téléphonie mobile.

Les fournisseurs de services de télécommunications définissent en général séparément des frais d'accès et soit des frais d'utilisation (prix par appel, par SMS ou par Go de données) soit, plus souvent, un prix forfaitaire regroupant plusieurs services. Au Royaume-Uni, de nombreux consommateurs achètent désormais des forfaits mobiles incluant messages texte, appels vocaux et données, dont les caractéristiques sont les suivantes :

- Frais d'accès : ils sont actuellement traités comme un service distinct dans l'IPPS. Dans les options ci-dessous visant à affiner l'analyse, nous réattribuons le revenu correspondant aux composantes voix et données du service, en pondérant soit par les revenus, soit par les volumes.
- Revenus des offres groupées de téléphonie mobile : étant donné que les opérateurs de téléphonie mobile regroupent de plus en plus

de services au sein d'un seul paiement mensuel, l'approche actuelle, qui consiste à utiliser des pondérations basées sur les revenus des offres non groupées comme proxy du poids de chaque service mobile au sein des offres groupées, semble peu pertinente. On propose donc dans cet article d'appliquer aux revenus des offres groupées des poids calculés à partir des volumes totaux plutôt que des poids calculés à partir des revenus des offres non groupées.

Jusqu'à présent dans l'IPPS, les frais d'accès aux lignes fixes sont traités comme un service de télécommunications distinct. Ce traitement mérite d'être discuté. Sur le marché britannique, le régulateur (l'Ofcom) définit le niveau des frais d'accès et exige des fournisseurs qu'ils communiquent des données en fonction de ce concept. Pourtant, les consommateurs sont de moins en moins capables d'observer les frais d'accès, car ceux-ci sont inclus dans le prix des offres groupées et ne peuvent pas être identifiés de façon séparée⁸. Une investigation que nous avons menée sur les prix proposés en ligne a ainsi révélé que de nombreux opérateurs ne présentent plus les informations sous cette forme. Il semble par conséquent prudent de supposer que les utilisateurs ne fondent pas leurs décisions d'achats sur le coût de ces frais d'accès. En partant du principe que les utilisateurs prennent leurs décisions sur la base des informations à leur disposition, les principaux éléments qu'ils prennent en considération semblent être les appels, messages texte et données auxquels ils auront droit, ainsi que la vitesse du service. Sur cette base, les revenus des frais d'accès devraient être répartis selon les services que les consommateurs utilisent, de même que, dans un restaurant, l'on ne paie pas une addition pour la nourriture et une addition distincte pour l'amortissement du local et du matériel de cuisine. Une autre justification de cette approche est le « principe de correspondance » dans la comptabilisation de l'allocation des coûts fixes, selon lequel ceux-ci sont mis en correspondance avec le profil des flux de revenus futurs qu'ils permettent (Diewert, 2005 ; Bierman, 2009).

Par conséquent, notre méthode améliorée propose de cesser de valoriser les frais d'accès aux lignes fixes comme un service distinct, et de privilégier une répartition des revenus correspondants sur les services dont les prix sont susceptibles d'avoir une influence sur les choix du consommateur : les appels vocaux et

8. Nous avons constaté en outre que certains opérateurs ont déjà cessé de les présenter comme des frais distincts. De plus, leur valeur est fixée par le régulateur.

l'Internet haut débit. Ceci peut être réalisé en utilisant des poids-revenu et des poids-volume, et nous envisageons ici les deux. Entre 2010 et 2017, la part des frais d'accès dans les revenus totaux des lignes fixes au Royaume-Uni a augmenté, passant environ de 40 à 44 %, ce qui reflète probablement la pression concurrentielle sur les prix des services qui comptent aux yeux des consommateurs.

Les tarifs des offres groupées de téléphonie mobile sont le deuxième domaine que nous avons identifié comme méritant une investigation plus approfondie. Cette stratégie de prix s'observe souvent sur des marchés dans lesquels les acteurs en place sont puissants. La littérature sur les offres groupées proposées par des producteurs qui disposent de plusieurs produits montre que lorsque les valorisations faites par les consommateurs des différentes composantes de telles offres sont élevées par rapport aux coûts marginaux (comme c'est le cas dans les marchés des télécommunications et du numérique), le regroupement des produits aura tendance à être plus rentable que la tarification et la vente séparées de ces produits (Stigler, 1963 ; Adams & Yellen, 1976 ; Lewbel, 1985 ; Eppen *et al.*, 1991). La stratégie de tarification groupée permet aux entreprises d'introduire une forme de discrimination par le prix qui serait impraticable autrement du fait de la multiplicité des produits et de l'hétérogénéité de la demande, car il y a moins de variation de la demande pour les offres groupées que pour les composantes individuelles des services. Il y a aussi des raisons stratégiques de proposer des offres groupées dans la mesure où elles réduisent la concurrence (Carbajo *et al.*, 1990), particulièrement lorsque le coût marginal de certains biens est nul (Carlton *et al.*, 2010 ; Choi, 2012).

Pour le calcul d'un déflateur, les revenus des offres groupées de téléphonie mobile doivent être partagés entre les appels, les messages texte et, en l'absence de prix distincts pour chaque composante, les données. Des poids appropriés doivent être calculés pour chaque élément. L'ancienne méthode de l'option A utilisait des poids-revenu des offres non groupées⁹ (voir annexe 2). Toutefois, cela impliquait que les modes d'utilisation à l'intérieur de l'offre groupée étaient similaires à ceux des services vendus séparément hors offre groupée. Il s'agit d'une hypothèse forte, car elle suppose que les consommateurs n'auraient pas de raison de choisir des offres de services groupés ; pourtant, il semble que c'est bien ce que font la plupart d'entre eux. Nous considérons donc une alternative consistant à utiliser les

poids dans les volumes totaux pour répartir les composantes des offres groupées.

Cet article propose donc une mise à jour des estimations d'Abdirahman *et al.* (2020) avec les données disponibles les plus récentes, et en calculant les indices avec une méthode chaînée de type Laspeyres. Il propose en outre trois déclinaisons de l'IPPS amélioré (l'option A du précédent article) :

- Option A.1 : dans cette variante, les frais d'accès aux lignes fixes sont répartis en utilisant des poids-revenu.

- Option A.2 : dans cette deuxième variante, les frais d'accès aux lignes fixes sont répartis en utilisant des poids-volume.

- Option A.3 : dans cette troisième variante, qui s'appuie sur l'option A.2, on ajoute une répartition des frais des offres groupées de téléphonie mobile avec des poids-volume.

3. Résultats

3.1. Option A.1 : décomposition des frais d'accès aux lignes fixes sur la base de poids-revenu

Dans cette option, nous commençons par déduire les revenus des frais d'accès du total des revenus. Dans ce revenu restant, nous calculons ensuite les poids des services voix et haut débit. En utilisant ces poids-revenu, nous décomposons les revenus des frais d'accès en revenus voix et revenus haut débit, que nous ajoutons aux revenus de ces services respectifs.

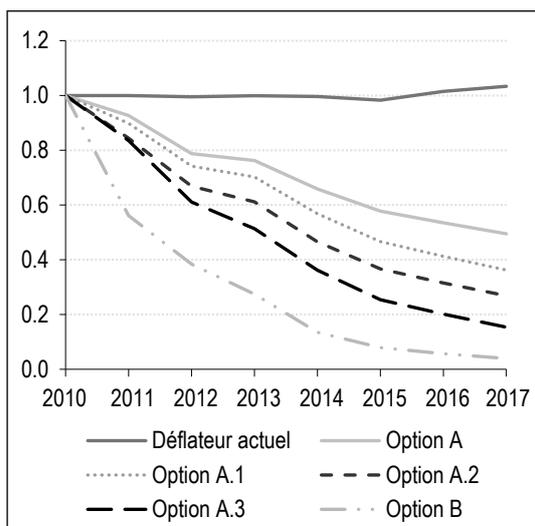
Le déflateur de l'option A.1 présente une baisse plus importante que celui de l'option A, d'environ 64 % entre 2010 et 2017, à comparer à la baisse de 51 % pour l'IPPS amélioré (figure I). Cela s'explique par le fait que dans l'option A, les frais d'accès croissants et assortis d'une pondération élevée ont un effet significatif pour contrer la baisse des coûts de données. L'option A.1 attribue en revanche un poids plus élevé à la composante de services de données à haut débit, dont le prix diminue à un rythme soutenu.

3.2. Option A.2 : décomposition des frais d'accès aux lignes fixes sur la base de poids-volume

Les poids-revenu de l'option A.1 sont basés sur la part de revenus relatifs des services de voix et de données. Toutefois, en raison de la tarification différentielle de ces services, il est peu

9. C'est-à-dire les services de télécommunications achetés en dehors d'un contrat d'offre groupée.

Figure I – Gamme des déflateurs potentiels des télécommunications



Source : calculs des auteurs – voir annexe.

probable que ces pondérations représentent bien l'utilisation qui en est faite par les consommateurs. Le prix par octet diffère considérablement entre les composantes des services, le prix le plus bas étant celui des données (et des services de données), suivi de la voix et des SMS, qui affichent le prix le plus élevé.

Une décomposition des frais d'accès avec une pondération basée sur les volumes pourrait donc être préférable. Dans l'option A.2 nous utilisons donc des poids-volume, de sorte que la décomposition des frais d'accès aux lignes fixes reflète l'utilisation des services par les consommateurs. Tout d'abord, nous convertissons l'utilisation des services voix en octets de données, en utilisant notre taux de conversion standard de 480 ko par minute. Nous calculons ensuite les poids des services voix et du haut débit dans les volumes (en fonction des utilisations réelles). Nous utilisons ces poids pour décomposer les revenus des frais d'accès aux lignes fixes et les distribuer sur les services voix et haut débit. Cela entraîne une affectation de la quasi-totalité des revenus des frais d'accès aux revenus du haut débit, qui domine l'utilisation des services de télécoms. En 2010, les services de données représentaient déjà environ 97 % de cette utilisation et, en 2017, près de 100 %.

L'indice de l'option A.2 diminue de 73 % entre 2010 et 2017 (figure I). Ce résultat n'est pas sensiblement différent de celui de l'option A.1, car les frais d'accès aux lignes fixes ne sont qu'une composante de l'indice global de l'IPPS. En outre, même dans l'option A.1, la pondération (basée sur les revenus) des services de données se situait aux alentours de 77 % en 2017 ; aussi

les changements apportés par l'option A.2 n'ont-ils qu'un impact supplémentaire limité.

3.3. Option A.3 : décomposition des frais d'accès aux lignes fixes et des tarifs des offres groupées de téléphonie mobile sur la base de poids-volume

Dans cette option, on conserve la répartition des frais d'accès aux lignes fixes en utilisant des poids-volume de l'option A.2, mais on décompose également les tarifs des offres groupées de téléphonie mobile sur la base des volumes plutôt que des revenus (des offres non groupées). Cette décomposition supplémentaire permet de refléter l'utilisation réelle des services au sein des offres groupées par les consommateurs.

Nous commençons par convertir tous les services de télécommunications dans une unité de quantité commune : les octets de données. Comme dans l'option A.2, nous convertissons les services de voix avec notre taux de conversion de 480 ko par minute. Pour les messages texte, nous utilisons un taux de conversion de 140 octets par message. Nous calculons ensuite les poids des différents services dans les volumes et nous les utilisons pour répartir les revenus des offres groupées de téléphonie mobile entre les différents services.

Comme on peut le voir dans la figure I, l'indice de l'option A.3 a chuté de 85 % entre 2010 et 2017, ce qui montre qu'il diminue également plus vite que le déflateur de l'option A initiale (et qu'il est plus proche de la valeur unitaire naïve, le déflateur de l'option B). Ceci s'explique par le fait que la plus grande part des revenus des offres groupées est attribuée aux services de données mobiles, dont le prix a diminué à un rythme soutenu. Alors que les services de données représentaient 56 % du volume mobile en 2010, ce chiffre est passé à 96 % en 2017.

Les options initiales de déflateur proposées dans Abdirahman *et al.* (2020), ainsi que les améliorations proposées dans le présent article, sont toutes présentées dans la figure I. Les variations de prix entre 2010 et 2017 vont de +3 % pour le déflateur actuel (niveau le plus élevé) à -96 % (niveau le plus faible, l'indice de valeur unitaire de l'approche par l'utilisation des données, l'option B d'Abdirahman *et al.*, 2020).

Comme on peut le constater, toutes les options proposées sont nettement en dessous du déflateur actuellement utilisé dans les comptes nationaux du Royaume-Uni, mais les différences entre les options sont elles-mêmes importantes. Les

trois options A.1-A.3 segmentent l'écart entre nos déflateurs d'origine de l'option A et de l'option B. En effet, puisque les différentes options affectent les frais d'accès et étendent progressivement l'effet des pondérations basées sur les volumes dans la construction du déflateur, celui-ci progresse depuis l'option A (qui utilise exclusivement les poids-revenu) vers l'option B (qui utilise exclusivement les poids-volume). La variation entre les options de déflateur est donc une question de pondération, par les revenus ou par les volumes. Les services de données affichent des baisses importantes de prix, mais ils ont tendance à avoir un poids relativement faible en termes de revenus. À mesure que nous élargissons l'utilisation de la pondération sur la base des volumes, les déflateurs qui en résultent diminuent beaucoup plus rapidement. Le choix du déflateur « correct » pour les services de télécommunications dépend donc de l'appréciation sur la pondération, par les revenus ou par les volumes, qui est la plus appropriée.

Bien que les indices pondérés sur la base des revenus soient systématiquement considérés comme représentant de manière appropriée les préférences des consommateurs en matière de valeur, la force de cet argument dans ce contexte n'est pas claire. D'une part, la répartition des revenus (en particulier ceux des offres groupées) résulte souvent d'un simple exercice comptable, potentiellement plus en réponse à des exigences réglementaires que pour refléter les transactions économiques. Là où les offres groupées ne sont pas un problème majeur, par exemple dans les contrats de téléphonie fixe où les services de voix ne sont généralement pas inclus (au Royaume-Uni) dans le prix groupé, les services de données représentent une part beaucoup plus importante des revenus. Un indice qui utilise davantage les pondérations par les volumes évite ainsi les distorsions potentielles résultant de la confusion entre des affectations comptables et de véritables signaux de prix.

L'option A.2 utilise donc des pondérations basées sur les volumes pour décomposer les frais d'accès. Bien que cette approche soit préférable pour la raison qui vient d'être évoquée, elle nécessite d'obtenir un indicateur de volume à périmètre constant pour les services de données et de voix. Nous nous appuyons sur un taux de conversion fixe de la voix en ko/min de données qui représente l'utilisation moyenne des données pour un message vocal. Ce taux est resté globalement constant depuis de nombreuses années. Alors que les processeurs complexes peuvent compresser davantage les signaux vocaux pour obtenir des débits de données plus faibles, cela

leur prend du temps et entraîne inévitablement une perte de qualité. Étant donné les débits relativement faibles requis pour la voix et les spécifications strictes en matière de latence par rapport à la vidéo par exemple, une compression supplémentaire n'est pas considérée comme valant la peine compte tenu de l'économie réalisée. Mais cette hypothèse n'a que peu d'effet sur le déflateur calculé, dans la mesure où l'approche poids-volume attribue presque tous les revenus associés aux accès aux services de données. Même si nous émettions l'hypothèse d'une consommation de données considérablement plus élevée pour les appels vocaux, cela n'aurait que peu d'effet sur le déflateur de l'option A.2.

Un argument similaire peut être avancé pour les frais des offres groupées de téléphonie mobile ainsi que pour les frais d'accès aux lignes fixes. Dans l'approche de l'option A initiale et dans celles des nouvelles options A.1 et A.2, on décompose les frais des offres groupées de téléphonie mobile en appliquant leur poids dans les revenus des services dans les offres non groupées. Cependant, si les modèles d'utilisation des services groupés et non groupés diffèrent, comme l'on peut s'y attendre, cette hypothèse ne correspond pas à ce qui se passe dans la pratique. Avec l'option A.3, nous considérons donc une solution alternative selon le même modèle que celui appliqué aux frais de ligne fixe dans l'option A.2, en décomposant les revenus des offres groupées à partir des pondérations calculées sur la base des volumes totaux plutôt que sur la base des revenus pour représenter l'utilisation.

Cette option A.3 a toutefois ses limites. En effet, bien que la part des revenus provenant des services de données augmente progressivement, les appels vocaux et les SMS représentaient encore 57 % des revenus en 2017 (tableau 1). Cette part encore substantielle se reflète dans les déflateurs des options A.1 et A.2, où l'indice des composantes des services de téléphonie mobile proposés en offres groupées diminue beaucoup plus lentement que l'indice correspondant dans l'option A.3 (figure II).

En revanche, pour ce qui est du déflateur de l'option A.3, la part de revenus des services voix et texte diminue de manière significative, car l'utilisation des services de données a augmenté de façon exponentielle (tableau 2). Ainsi, l'utilisation de cette approche par les volumes pour répartir les offres groupées entre les éléments qui les composent suggère que les revenus des offres groupées pour les services de texte au Royaume-Uni en 2017 auraient été seulement de

Tableau 1 – Revenus et pondérations des offres non groupées par type de service

	Revenus (M£)			Pondérations (%)		
	Appels	Textes	Données	Appels	Textes	Données
2010	4 181	2 578	1 731	49	30	20
2011	4 863	2 573	2 247	50	27	23
2012	3 670	2 420	2 506	43	28	29
2013	3 213	1 807	2 651	42	24	35
2014	2 878	1 298	2 734	42	19	40
2015	2 352	773	1 758	48	16	36
2016	1 996	713	1 772	45	16	40
2017	1 644	642	1 731	41	16	43

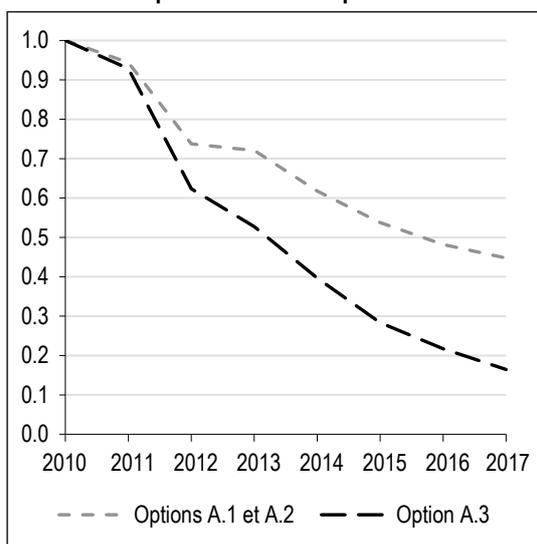
Source : Ofcom, calculs des auteurs.

Tableau 2 – Revenus et pondérations imputées des offres groupées de téléphonie mobile par type de service pour l'option A.3

	Revenus (M£)			Pondérations (%)		
	Appels	Textes	Données	Appels	Textes	Données
2010	2 768	0.83	3 646	43	0.01	57
2011	2 289	0.78	3 637	39	0.01	61
2012	1 533	0.58	5 778	21	0.01	79
2013	1 221	0.34	6 605	16	0.00	84
2014	904	0.21	7 428	11	0.00	89
2015	748	0.15	9 589	7	0.00	93
2016	588	0.10	10 295	5	0.00	95
2017	423	0.06	11 127	4	0.00	96

Source : Ofcom, calculs des auteurs.

Figure II – Services inclus dans les offres groupées de téléphonie mobile, comparaison des composantes



Source : calculs des auteurs.

l'ordre de 60 000 livres sterling pour l'ensemble du secteur. Ce résultat semble extrêmement peu plausible étant donné que les revenus des offres non groupées pour les services de texte étaient de l'ordre de 642 millions de livres sterling en 2017. On observe un décalage comparable, quoique moins extrême, pour les services vocaux pour lesquels les revenus estimés des offres groupées en 2017 s'élèvent à 423 millions de livres sterling, quand les revenus des offres non groupées sont nettement plus importants et s'élèvent à 1.6 milliard de livres sterling. Ces chiffres imputés reflètent le fait que le poids estimé du volume des services de données inclus dans les offres groupées dans le cadre de l'option A.3 est passé de 57 % en 2010 à 96 % en 2017. Bien que les services de données soient probablement le principal élément pris en considération par les consommateurs lors du choix de leur offre, attribuer une pondération aussi élevée au déflateur de cette composante des services n'a rien d'une

évidence. D'autre part, utiliser des pondérations basées sur les revenus des offres non groupées reviendrait à sous-estimer significativement la part des services de données inclus dans les tarifs des offres groupées. Par exemple, les chiffres du tableau 1 suggèrent que la part des services de données incluse dans les offres groupées serait, sur la base d'une pondération basée sur les revenus, de l'ordre de 43 %. Pourtant, cela semble tout autant improbable, sachant que nous observons une baisse de volume des appels et des messages texte et une hausse exponentielle de l'utilisation des données.

* *
*

Les réflexions ci-dessus sont courantes dans la littérature abondante sur les biais des indices des prix (voir par exemple Reinsdorf, 1993 ; Diewert, 1998 ; Hausman, 2003 ; Diewert *et al.*, 2018). En général, les indices de Laspeyres appliquant des pondérations aux périodes de base sont biaisés à la hausse par rapport à un indice idéal à utilité constante, tandis que les indices de Paasche appliquant des pondérations aux périodes en cours sont biaisés à la baisse (Diewert, 1998). Lorsque l'on tente de calculer un indice des prix à utilité constante qui soit « vrai », la difficulté réside dans l'incapacité à observer les prix de réservation « manquants », ou les prix à utilité constante, que les consommateurs auraient payés pour des produits nouveaux (ou de meilleure qualité) s'ils avaient été disponibles auparavant. L'estimation de ces prix est un défi tant économétrique qu'au niveau des données. Comme nous l'avons vu précédemment, les résultats obtenus avec des pondérations basées sur les revenus ou sur les volumes peuvent être considérés comme des bornes d'un indice à utilité constante correspondant à la « réalité ».

Mais les statisticiens doivent pourtant continuer à produire des déflateurs, et nous avons toutes les raisons de penser qu'il est temps d'abandonner le déflateur britannique actuel des services de télécoms (et l'indice de l'option A que nous avons calculé précédemment) pour lui préférer l'affectation des frais d'accès sur la base de pondérations basées sur les volumes (notre déflateur de l'option A.2), puisque les pondérations basées sur les revenus pour les frais d'accès inclus dans les offres groupées reflètent davantage une facilité comptable que les transactions effectives. À ce stade, nous mettons en garde contre l'utilisation de notre option A.3, du moins sans une exploration plus

approfondie des raisons de la grande différence existant entre les revenus réels (pondérés sur la base des revenus, mais des revenus correspondant aux offres non groupées) et les revenus imputés (pondérés sur la base des volumes) pour les différentes composantes, puisque les revenus que nous utilisons ne proviennent pas des offres groupées et risquent donc de ne pas en constituer une approximation satisfaisante. En utilisant notre option privilégiée, qui pourrait encore comporter un certain biais vers le haut, le prix des services de télécommunications au Royaume-Uni a diminué de 73 % par rapport à 2010-2017, au lieu d'être resté globalement plat comme le suggère le déflateur actuel. □

BIBLIOGRAPHIE

- Abdirahman, M., Coyle, D., Heys, R. & Stewart, W. (2020).** A Comparison of Deflators for Telecommunications Services Output. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 517-518-519, 103–122. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.517t.2017>
- Adams, W. & Yellen, J. (1976).** Commodity Bundling and the Burden of Monopoly. *Quarterly Journal of Economics*, 90, 475–498. <https://doi.org/10.2307/1886045>
- Ahmad, N., Ribarsky, J. & Reinsdorf, M. (2017).** Can potential mismeasurement of the digital economy explain the post-crisis slowdown in GDP and productivity growth? OECD, *Working Paper* N° 2017/09. <https://doi.org/10.1787/a8e751b7-en>
- Aizcorbe, A., Byrne, D. & Sichel, D. (2019).** Getting Smart About Phones: New Price Indexes and the Allocation of Spending Between Devices and Services Plans in Personal Consumption Expenditures. NBER, *Working Paper* N° 25645. <https://www.nber.org/papers/w25645>
- Bean, C. (2016).** Independent Review of UK Economic Statistics. https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/507081/2904936_Bean_Review_Web_Accessible.pdf
- Bierman, H. (2009).** The Missing Concept: What Happened to the Importance of Matching? *The Certified Public Accountant Journal*, 79(4), 22–27. <https://www.nyssepa.org/news/publications/the-cpa-journal/article-preview?ArticleID=10308#sthash.yjGNYUaf.dpbs>
- Carbajo, J., De Meza, D. & Seidmann, D. (1990).** A Strategic Motivation for Commodity Bundling. *The Journal of Industrial Economics*, 38(3), 283–298. <https://doi.org/10.2307/2098499>
- Carlton, D., Gans, J. & Waldman, M. (2010).** Why Tie a Product Consumers Do Not Use? *American Economic Journal: Microeconomics*, 2(3), 85–105. <https://doi.org/10.1257/mic.2.3.85>
- Choi, J. (2012).** Bundling Information Goods. In: M Peltz, M. & Waldfoegel, J. (Eds), *The Oxford Handbook of the Digital Economy*, Ch. 11. Oxford University Press.
- Crawford, I. & Neary, P. (2019).** New Characteristics and Hedonic Price index Numbers. CESifo *Working Paper Series* N° 7529. https://www.cesifo.org/DocDL/cesifo1_wp7529.pdf
- Deaton, A. (1998).** Getting Prices Right: What Should Be Done? *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 37–46. <https://doi.org/10.1257/jep.12.1.37>
- Diewert, E. (1998).** Index Number Issues in the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives*, 12(1), 47–58. <https://doi.org/10.1257/jep.12.1.47>
- Diewert, E. (2001).** Telecommunications Services, *Ottawa Group Session Summary*. [https://www.ottawagroup.org/Ottawa/ottawagroup.nsf/home/Meeting+6/\\$file/2001%20th%20Meeting%20-%20Diewert%20Erwin%20-%20Session%20Summary%20-%20Telecommunications.pdf](https://www.ottawagroup.org/Ottawa/ottawagroup.nsf/home/Meeting+6/$file/2001%20th%20Meeting%20-%20Diewert%20Erwin%20-%20Session%20Summary%20-%20Telecommunications.pdf)

- Diewert, E. (2005).** Constructing a Capital Stock for R&D Investments. *The Measurement of Business Capital, Income and Performance*, Ch. 4. https://econ.sites.olt.ubc.ca/files/2013/06/pdf_paper_erwin-diewert-barc4.pdf
- Diewert, E., Fox, K. & Schreyer, P. (2018).** The Digital Economy, New Products and Consumer Welfare. *ESCoE Discussion Paper* N° 2018-16. <https://www.escoe.ac.uk/publications/the-digital-economy-new-products-and-consumer-welfare/>
- Eppen, G., Hanson, W. & Martin, R. (1991).** Bundling – new products, new markets, low risk. *Sloan Management Review*, 32(Summer), 7–14. <https://sloanreview.mit.edu/article/bundling-new-products-new-markets-low-risk/>
- Hausman, J. (2003).** Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index. *Journal of Economic Perspectives*, 17(1), 23–44. <https://doi.org/10.1257/089533003321164930>
- Lewbel, A. (1985).** Bundling of Substitutes or Complements. *International Journal of Industrial Organization*, 3, 101–107. [https://doi.org/10.1016/0167-7187\(85\)90016-5](https://doi.org/10.1016/0167-7187(85)90016-5)
- Nordhaus, W. (1994).** Do Real Output and Real Wage Measures Capture Reality? The History of Lighting Suggests Not. *Cowles Foundation Discussion Papers* N° 1078. <https://cowles.yale.edu/sites/default/files/files/pub/d10/d1078.pdf>
- Nordhaus, W. (2007).** Two Centuries of Productivity Growth in Computing. *The Journal of Economic History*, 67(1), 128–159. <https://doi.org/10.1017/S0022050707000058>. Updated 2010 appendix available at www.econ.yale.edu/~nordhaus/homepage/
- Reinsdorf, M. (1993).** The Effect of Outlet Price Differentials on the U.S. Consumer Price Index. In: Foss, M., Manser, M. & Young, A. (Eds), *Price Measurements and Their Use*, pp. 227–258. National Bureau of Economic Research.
- Stigler, G. (1963).** United States v. Loew's Inc.: A Note on Block-Booking. *U.S. Supreme Court Review*, 152–157. <https://doi.org/10.1086/scr.1963.3108731>
-

MÉTHODOLOGIE DE L'APPROCHE PAR L'UTILISATION DES DONNÉES (OPTION B)

Source des données

Les données utilisées dans cet article proviennent des rapports sur le marché des communications (*Communication Market Reports*) de l'Ofcom. Nous utilisons ici les rapports portant sur les années 2016, 2017 et 2018. Bien que les données de ces rapports soient disponibles pour l'ensemble de la période 2010-2017, elles manquent pour les lignes fixes et le haut débit mobiles pour certaines années. Nous extrapolons les valeurs manquantes en estimant des fonctions de croissance exponentielle. Le tableau A1-1 ci-dessous décrit les données utilisées pour construire le déflateur de l'option B.

Tableau A1-1 – Données utilisées dans la construction du déflateur de l'option B

	Revenus totaux déclarés par les opérateurs (Mds £)	Appels fixes (Mds de minutes)	Appels mobiles (Mds de minutes)	SMS et MMS (Mds de messages)	Utilisation des données fixes (Po)	Utilisation des données mobiles (Po)
2010	40.5	123.0	131.1	129	2 352.0	79.0
2011	39.5	111.1	131.3	150	4 222.8	98.9
2012	38.8	103.1	132.1	151	6 016.8	239.3
2013	37.7	93.2	133.7	129	8 208.0	347.3
2014	36.7	82.2	137.3	110	16 495.2	541.7
2015	37.1	73.9	143.0	101	28 750.8	880.3
2016	37.6	64.8	151.2	91	40 233.6	1 270.1
2017	38.1	53.6	148.6	77	59 280.0	1 877.1

Source : Ofcom, calculs des auteurs.

Construction du déflateur

La construction du déflateur de l'option B commence par la conversion de tous les appels et messages texte en octets de données. Nous utilisons ici des taux de conversion de 480 Ko/min pour les appels vocaux et de 140 octets par message texte. Nous regroupons ensuite tous les volumes dans un indicateur unique pour obtenir la quantité totale de données utilisées dans l'ensemble des produits de télécommunication. Nous divisons le revenu total des services de télécommunications par le volume total pour obtenir une valeur unitaire et indexer ces valeurs unitaires pour obtenir un déflateur, de sorte que :

$$I_t = \frac{R_t/Q_t}{R_0/Q_0}$$

où I_t est l'indice du déflateur au cours de la période t , R est le revenu total des services de télécommunications et Q est le volume total des données utilisées pour tous les types de services de télécommunications (exprimé en octets de données).

ANNEXE 2

MÉTHODOLOGIE DES IPPS AMÉLIORÉS DES OPTIONS A.1-A.3

Sources des données

Les données utilisées pour les déflateurs des options A.1-A.3 proviennent des tableaux de données et des rapports sur le marché des télécommunications publiés par l'Ofcom pour les années 2016, 2017 et 2018. Elles sont complètes pour les années 2010-2017, à l'exception des données sur les lignes fixes et le haut débit qui ne sont disponibles que jusqu'en 2011. Les chiffres de 2010 sont estimés en ajustant une fonction de croissance exponentielle. Le tableau A2-1 ci-dessous présente les données utilisées pour la construction des déflateurs des options A.1-A.3.

Tableau A2-1 – Données utilisées dans la construction des déflateurs des options A

Données des lignes fixes des particuliers

	Revenus					Volumes				
	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Frais d'accès	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Nombre de lignes
2010	935	293	849	824	3 259	65 134	4 850	5 642	14 736	23 752
2011	787	237	675	742	3 375	56 083	4 570	4 471	13 066	23 872
2012	723	198	566	659	3 706	51 985	4 111	3 902	11 506	24 462
2013	673	155	488	620	3 964	46 191	3 455	3 351	10 681	24 970
2014	577	132	430	620	4 148	40 766	3 015	2 940	9 028	25 549
2015	498	123	369	604	4 462	35 586	2 749	2 735	8 855	26 075
2016	428	111	270	596	4 776	30 471	2 169	2 811	7 826	26 482
2017	362	89	228	543	4 969	24 705	1 550	2 587	6 126	26 661

Données des lignes fixes des entreprises

	Revenus					Volumes				
	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Frais d'accès	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Nombre de lignes
2010	393	181	628	252	1 743	23 229	2 346	6 205	7 948	9 658
2011	302	143	554	195	1 768	18 483	1 899	5 875	7 449	9 381
2012	265	132	466	193	1 640	17 045	1 756	5 490	7 280	8 754
2013	233	116	408	173	1 778	14 666	1 470	5 023	7 130	8 377
2014	208	103	333	208	1 654	14 394	1 401	4 720	5 915	7 988
2015	188	91	293	185	1 556	12 818	1 294	4 356	5 453	7 647
2016	198	77	259	211	1 580	11 456	1 131	4 069	4 888	7 083
2017	189	68	213	212	1 496	9 988	964	3 665	3 997	6 437

Données mobiles

	Revenus								
	Lignes fixes au Royaume-Uni	Appels			Internationaux	Autres	Texte	Données	Offres groupées
		Mobiles							
	« on-net »	« off-net »							
2010	638	607	1 228	353	1 355	2 578	1 731	6 415	
2011	650	542	1 093	486	2 092	2 573	2 247	5 926	
2012	639	420	924	594	1 093	2 420	2 506	7 311	
2013	574	316	694	637	992	1 807	2 651	7 826	
2014	486	375	518	598	901	1 298	2 734	8 332	
2015	395	315	434	523	685	773	1 758	10 337	
2016	313	280	364	453	586	713	1 772	10 883	
2017	253	243	296	415	437	642	1 731	11 550	

	Volumes						
	Appels					Texte	Données
	Lignes fixes au Royaume-Uni	Mobiles		Internationaux	Autres		
	« on-net »	« off-net »					
2010	31.999	44.528	38.074	2.051	8.296	129.012	79
2011	31.71	43.45	41.57	5.5	7.41	151	98.88
2012	31.47	41.62	43.6	7.86	7.74	171.88	239.328
2013	32.36	40.57	47.04	7.92	5.84	129.44	347.34
2014	32.07	39.29	51.59	6.98	7.43	109.61	541.728
2015	33.22	39.59	56.18	6.49	7.51	101.01	880.296
2016	33.78	42.98	60.65	5.94	7.82	90.95	1270.08
2017	32.59	43.85	59.53	4.72	7.95	77.23	1877.112

Notes : les revenus sont exprimés en millions de livres sterling, les appels en milliards de minutes, les messages texte en milliards de messages, les données en pétaoctets, le nombre de lignes en milliers. Les données sur les revenus de téléphonie mobile pour les appels, les messages texte et les données correspondent aux revenus des offres non groupées.

Source : Ofcom, calculs des auteurs.

Construction des déflateurs

Comme pour le déflateur de l'option B, la méthode appliquée pour les options A.1-A.3 utilise des valeurs unitaires. Ces valeurs reposent sur des agrégats de faible niveau qui sont eux-mêmes agrégés avec des pondérations basées sur les volumes ou sur les revenus. La formule générale utilisée pour la construction de tous les indices est la suivante :

$$I_t = \sum_i \frac{W_{i,t-1} \left(\frac{R_t^i}{Q_t^i} \right)}{\left(\frac{R_{t-1}^i}{Q_{t-1}^i} \right)} / \sum_i W_{i,t-1}$$

où I_t est le déflateur final de la période considérée, R et Q sont, respectivement, les revenus et les volumes totaux pour chacun des éléments i et W_i est le poids de l'élément i dans l'indice final.

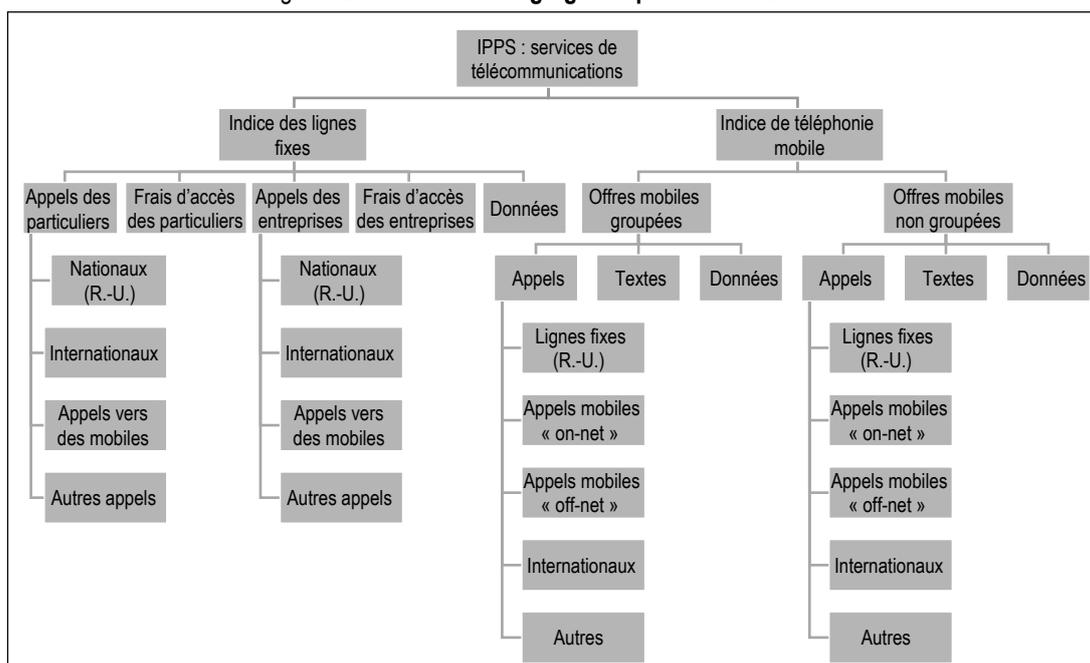
L'indice est ensuite chaîné chaque année, de sorte que :

$$I_{CL,t} = \left(\sum_i \frac{W_{i,t-1} \left(\frac{R_t^i}{Q_t^i} \right)}{\left(\frac{R_{t-1}^i}{Q_{t-1}^i} \right)} / \sum_i W_{i,t-1} \right) \times I_{CL,t-1}$$

Construction du déflateur de l'option A

La structure d'agrégation du déflateur de l'option A est présentée à la figure A2-I.

Figure A2-I – Structure d'agrégation pour l'IPPS amélioré



Cette structure d'agrégation est comparable à celle actuellement utilisée pour l'IPPS des services de télécommunications du Royaume-Uni, avec l'ajout principal des items 'ligne fixe' et 'haut débit mobile'.

Les valeurs unitaires sont calculées pour chaque item, puis agrégées avec une pondération basée sur les revenus. Cette opération est simple pour la plupart des items, mais présente quelques difficultés pour un petit nombre d'entre eux. S'agissant des lignes fixes, il est difficile de déterminer un volume approprié à partir duquel construire des valeurs unitaires pour les frais d'accès. Pour l'option A, nous utilisons le nombre d'abonnés comme volume correspondant. S'agissant de la téléphonie mobile, nous sommes confrontés à un décalage entre les revenus et les volumes correspondants. Les données sur les volumes contiennent l'utilisation totale, mais les données correspondantes ne sont pas disponibles sur les revenus à un tel niveau de granularité puisque les revenus des offres groupées ne sont pas décomposés par type de service. Pour résoudre ce problème, nous imputons une décomposition des revenus et des volumes de téléphonie mobile en supposant que la répartition des revenus des offres groupées par type de service (parts des appels, des messages texte et des données) est identique à celle des revenus des offres non groupées.

Nous devons également répartir les volumes totaux de données entre les offres groupées et non groupées. Ici encore, nous faisons l'hypothèse que la répartition des volumes (d'appels, de messages et de données) entre les offres groupées et non groupées est identique à celle des revenus.

Option A.1

La structure d'agrégation du déflateur de l'option A.1 est représentée dans la figure A2-II.

La structure d'agrégation est comparable à celle de l'option A, à ceci près, notamment, qu'elle exclut les frais d'accès aux lignes fixes. Ces frais sont redistribués sur les services de lignes fixes individuels à l'aide des pondérations par les revenus. Le tableau A2-2 ci-dessous présente les poids-revenu utilisés pour répartir les frais d'accès au cours d'une année donnée. On constate que le poids de l'item 'données' augmente rapidement, passant d'environ 43 % en 2010 à environ 77 % en 2017.

Figure A2-II – Structure d'agrégation pour le déflateur de l'option A.1

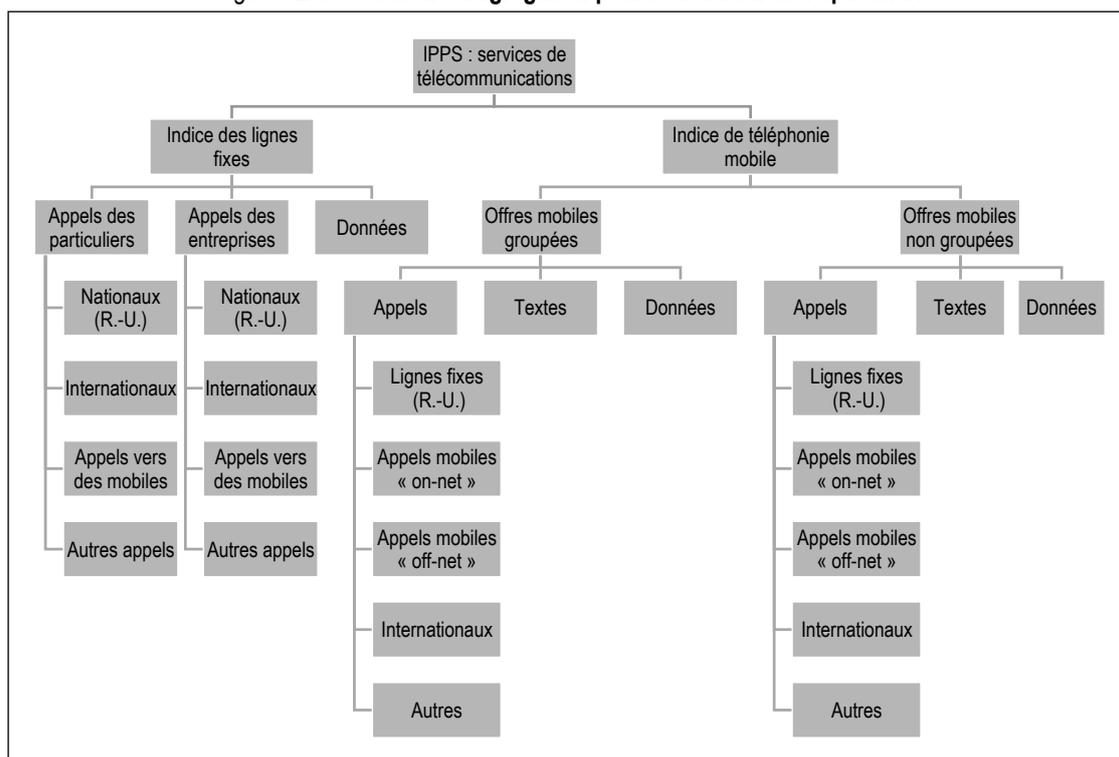


Tableau A2-2 – Pondérations des revenus pour la répartition des frais d'accès

	Particuliers				Entreprises				Données
	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	
2010	0.123059	0.038563	0.11174	0.10845	0.051724	0.023822	0.082653	0.033167	0.426823
2011	0.108021	0.03253	0.092649	0.101845	0.041452	0.019628	0.07604	0.026765	0.501071
2012	0.101859	0.027895	0.07974	0.092843	0.037334	0.018597	0.065652	0.027191	0.54889
2013	0.097849	0.022536	0.070952	0.090143	0.033876	0.016866	0.05932	0.025153	0.583305
2014	0.080303	0.018371	0.059844	0.086287	0.028948	0.014335	0.046345	0.028948	0.63662
2015	0.066358	0.01639	0.049169	0.080482	0.025051	0.012126	0.039042	0.024651	0.686732
2016	0.053821	0.013958	0.033952	0.074947	0.024898	0.009683	0.032569	0.026533	0.729638
2017	0.043891	0.010791	0.027644	0.065837	0.022916	0.008245	0.025826	0.025704	0.769147

Option A.2

La structure d'agrégation du déflateur de l'option A.2 est la même que celle de l'option A.1. La seule différence entre les déflateurs des options A.1 et A.2 tient au choix des pondérations. Alors que le déflateur de l'option A.1 utilise une pondération basée sur les revenus, le déflateur de l'option A.2 utilise une pondération basée sur les volumes. Le tableau A2-3 ci-dessous indique les poids-volume utilisés dans la répartition des frais d'accès de l'option A.2. L'utilisation des poids-volume implique l'affectation de presque tous les revenus issus des frais d'accès aux services de données. Les services de données représentaient environ 97 % des pondérations des volumes en 2010, et près de 100 % en 2017.

Tableau A2-3 – Pondérations des volumes dans la répartition des frais d'accès

	Particuliers				Entreprises				Données
	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	Appels nationaux au Royaume-Uni	Appels internationaux	Appels vers des mobiles	Autres appels	
2010	0.012949	0.000964	0.001122	0.00293	0.004618	0.000466	0.001234	0.00158	0.974138
2011	0.006295	0.000513	0.000502	0.001467	0.002075	0.000213	0.000659	0.000836	0.987441
2012	0.004113	0.000325	0.000309	0.00091	0.001349	0.000139	0.000434	0.000576	0.991844
2013	0.002687	0.000201	0.000195	0.000621	0.000853	8.55E-05	0.000292	0.000415	0.994651
2014	0.001183	8.75E-05	8.53E-05	0.000262	0.000418	4.07E-05	0.000137	0.000172	0.997614
2015	0.000593	4.58E-05	4.56E-05	0.000148	0.000214	2.16E-05	7.26E-05	9.09E-05	0.998769
2016	0.000363	2.59E-05	3.35E-05	9.33E-05	0.000137	1.35E-05	4.85E-05	5.83E-05	0.999227
2017	0.0002	1.25E-05	2.09E-05	4.96E-05	8.08E-05	7.8E-06	2.97E-05	3.24E-05	0.999566

Option A.3

La structure d'agrégation du déflateur de l'option A.3 est illustrée à la figure A2-III.

Comme le déflateur de l'option A.2, le déflateur de l'option A.3 utilise des poids-volume pour répartir les frais d'accès aux lignes fixes. Cependant, contrairement aux autres déflateurs, le déflateur de l'option A.3 répartit également les revenus des offres groupées de téléphonie mobile en appliquant des poids-volume. Le tableau A2-4 donne les poids-volume utilisés dans la répartition des revenus des offres groupées de téléphonie mobile. Comme on peut le constater, le poids de l'élément 'données' augmente rapidement, passant d'environ 57 % en 2010 à plus de 96 % en 2017. En revanche, les messages texte traditionnels ne se voient affecter que des poids négligeables tout au long de notre période d'évaluation.

Figure A2-III – Structure d'agrégation pour le déflateur de l'option A.3

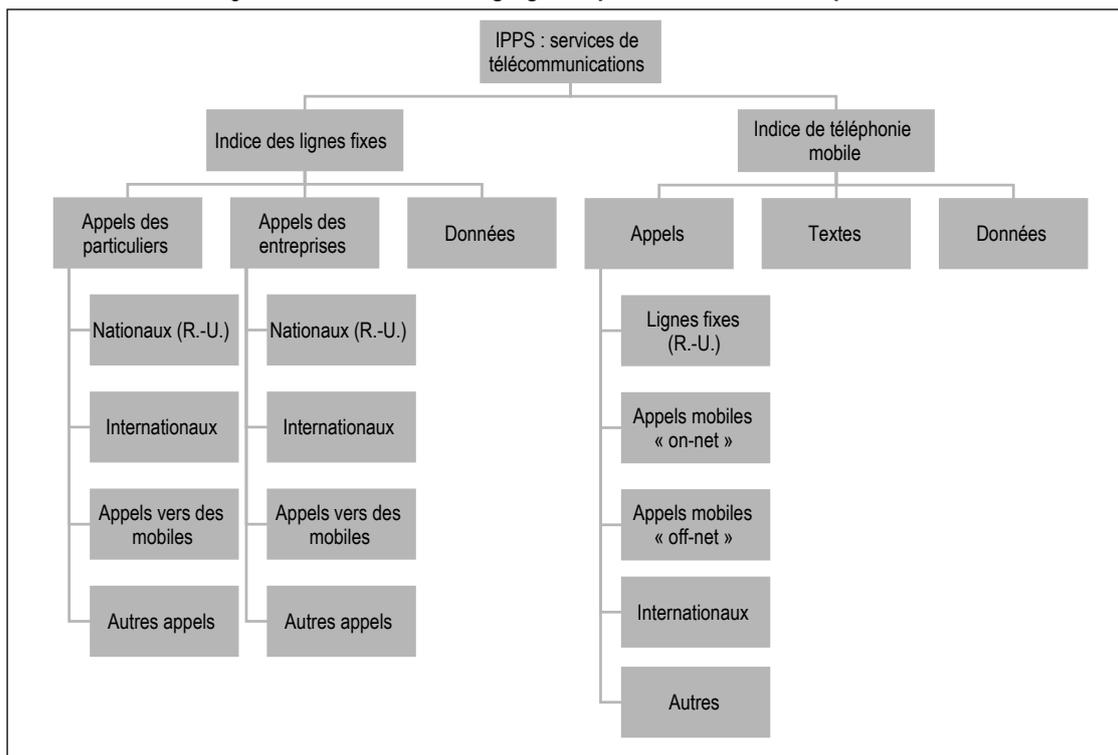


Tableau A2-4 – Pondérations des volumes utilisées dans la répartition des revenus des offres groupées de téléphonie mobile

	Appels lignes fixes au Royaume-Uni	Appels mobiles « on-net »	Appels			Texte	Données
			Appels mobiles « off-net »	Appels internationaux	Autres appels		
2010	0.110506	0.153773	0.131485	0.007083	0.028649	0.00013	0.568374
2011	0.094464	0.129437	0.123837	0.016384	0.022074	0.000131	0.613672
2012	0.049878	0.065965	0.069103	0.012458	0.012267	7.95E-05	0.790249
2013	0.037742	0.047318	0.054864	0.009237	0.006811	4.4E-05	0.843983
2014	0.025332	0.031035	0.040751	0.005513	0.005869	2.53E-05	0.891475
2015	0.016803	0.020026	0.028417	0.003283	0.003799	1.49E-05	0.927657
2016	0.012076	0.015365	0.021682	0.002124	0.002796	9.48E-06	0.945947
2017	0.008028	0.010802	0.014665	0.001163	0.001958	5.55E-06	0.963377

Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes

Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps

Estelle Herbaut*, Carlo Barone* et Louis-André Vallet**

Résumé – Cet article vise à identifier les conséquences de la filière suivie au lycée sur l’insertion professionnelle des bacheliers en début de carrière. En combinant le panel d’élèves du second degré 1995 avec l’enquête sur l’entrée dans la vie adulte, nous sommes en mesure d’identifier les effets du regroupement des élèves en filière dans le secondaire sur le début de la carrière professionnelle. Cette riche base de données nous permet de prendre en compte le fait que les filières regroupent des élèves différents. Une analyse de médiation permet d’estimer l’ampleur des divergences de trajectoires selon la filière, que les bacheliers aient poursuivi ou non leurs études. Les résultats soulignent l’importance de prendre en compte les caractéristiques des élèves avant l’orientation dans la comparaison des emplois occupés après leurs études par les bacheliers. L’analyse de médiation permet également d’identifier une dynamique complexe entre compétences scolaires et niveaux de diplômes qui tend à masquer en partie les inégalités professionnelles entre femmes et hommes en début de carrière, tandis que la filière du baccalauréat obtenu tend à les expliquer.

Abstract – *The aim of this article is to identify the consequences of the stream followed in high school on the professional opportunities of baccalaureate holders at the beginning of their career. By combining the 1995 panel of secondary level pupils with the survey on entry into adult life, we are able to identify the effects that grouping pupils by track at secondary level has on the early stages of their professional careers. This rich database allows us to account for this grouping of different students in different streams. A mediation analysis makes it possible to estimate the extent of the divergence in trajectories according to the stream, whether or not the baccalaureate holders continued their studies. The results highlight the importance of taking into account the characteristics of students prior to orientation when comparing the early career opportunities of baccalaureate holders. Mediation analysis also allows us to identify a complex dynamic between academic skills and levels of qualification, which tends to partially conceal inequalities between women and men at the beginning of their careers, whereas the track of the baccalaureate obtained tends to explain them.*

Codes JEL / JEL Classification : I26, J16

Mots-clés : baccalauréat, filières, insertion professionnelle, inégalités de genre

Keywords: baccalaureate, tracks, early career, gender inequality

*Observatoire sociologique du changement (OSC), Sciences Po (estelle.herbaut@sciencespo.fr); **CNRS-OSC, Sciences Po (au moment de la réalisation de cet article)

Ce travail a été effectué dans le cadre du projet « Life-course dynamics of educational tracking » (LIFETRACK). Ce projet a bénéficié d’un financement de l’agence nationale de la recherche (ANR) dans le cadre d’un projet conjoint de recherche NORFACE « Dynamics of Inequality across the Life Course (DIAL) », qui est co-financé par la Commission européenne à travers l’initiative Horizon 2020 (bourse n° 462-16-020). Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes dont les remarques et suggestions ont contribué à améliorer cet article.

Reçu en août 2020, accepté en avril 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n’engagent qu’eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l’Insee.

Citation: Herbaut, E., Barone, C. & Vallet, L.-A. (2022). Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 61–81. doi: 10.24187/ecostat.2022.530.2065

Les systèmes éducatifs se distinguent par leur organisation en termes de différenciation de l'enseignement pour les élèves : systèmes regroupant plus ou moins précocement les élèves en filières ou systèmes plus unifiés ne les regroupant que pour certaines options et de façon ponctuelle (Lafontaine, 2017). Si de nombreux travaux de recherche ont identifié les conséquences du regroupement en filières sur les apprentissages et le parcours scolaire (Felouzis *et al.*, 2011 ; Hanushek & Wößmann, 2006 ; Holm *et al.*, 2013), les analyses des conséquences sur les débouchés professionnels, à plus long terme, sont rares (Brunello & Checchi, 2007).

En France, le regroupement des élèves en filières distinctes a lieu dès le lycée, et toutes les filières mènent au baccalauréat. Plusieurs travaux décrivent l'effet de la filière suivie par les élèves sortants du secondaire, en particulier de l'enseignement professionnel (Arrighi & Sulzer, 2012 ; Dauty & Lemistre, 2010). Plus récemment, l'effet du diplôme intermédiaire sur l'insertion professionnelle, à diplôme final équivalent, a également été décrit (Béduwé *et al.*, 2009 ; Dauty & Lemistre, 2010 ; Lemistre & Merlin, 2018 ; Ménard, 2020). Si ces travaux montrent l'importance de la filière du baccalauréat à long terme, ils ne permettent pas d'estimer l'ampleur des divergences de trajectoires selon la filière du secondaire suivie. Pour analyser le lien entre la filière suivie dans le secondaire et l'insertion professionnelle, il est nécessaire d'observer le devenir de tous les bacheliers, et non plus seulement des sortants à ce niveau de diplôme. En effet, l'orientation dans le secondaire influence aussi la carrière professionnelle parce qu'elle est un déterminant important de l'accès à l'enseignement supérieur et de la probabilité plus ou moins grande d'y obtenir un diplôme.

L'article analyse les conséquences des choix d'orientation faits au lycée, en prenant en compte non seulement la voie du baccalauréat obtenu (générale, technologique ou professionnelle) mais aussi sa filière. À contrepied de la majorité des études françaises sur ces questions mais dans le droit fil de la littérature internationale émergente sur les conséquences de l'orientation au secondaire, nous nous attachons à identifier les effets de l'orientation pour tous les bacheliers, qu'ils aient continué leurs études dans l'enseignement supérieur ou non.

Chaque filière du baccalauréat accueille des élèves ayant des caractéristiques communes en termes de performance scolaire, d'origine sociale ou migratoire (Ichou & Vallet, 2013 ;

Duru-Bellat & Kieffer, 2008). Pour évaluer l'effet propre de la filière suivie sur le devenir professionnel des bacheliers, il faut donc prendre en compte les caractéristiques sociales et scolaires des élèves, antérieurement à leur orientation dans les différentes filières du secondaire.

Ensuite, l'analyse du lien entre filières du baccalauréat et insertion professionnelle peut éclairer les inégalités liées au genre. La recherche montre en effet que désormais, dans presque tous les pays développés, les femmes ont des niveaux d'études en moyenne plus élevés que ceux des hommes (DiPrete & Buchmann, 2013) mais toujours des carrières et des salaires moins favorables (OECD, 2012). Dans le supérieur, le choix genré de filière contribue à la ségrégation occupationnelle sur le marché du travail (Smyth & Steinmetz, 2008) mais ce mécanisme ne pourrait-il pas commencer plus tôt – autrement dit la filière suivie au lycée contribue-t-elle déjà aux inégalités de genre observées au début de la vie active ?

Après une revue de littérature, nous présentons en section 2 les données sur lesquelles nous nous appuyons et la démarche suivie pour nos estimations. En section 3 nous analysons le lien entre filières dans le secondaire et insertion professionnelle en prenant en compte les différences de réussite scolaire et sociodémographiques entre les élèves avant leur orientation dans le secondaire. Dans la dernière section, nous analysons les différences de trajectoires scolaires selon le genre.

1. Revue de littérature

1.1. L'influence de la filière du baccalauréat sur les débouchés professionnels

Le lien entre la filière suivie pendant l'enseignement secondaire et l'insertion professionnelle dépend de plusieurs mécanismes (Birkelund *et al.*, 2021). Tout d'abord, les filières du secondaire sont fortement hiérarchisées et regroupent des élèves qui diffèrent fortement en termes de performances scolaires et de caractéristiques sociales (Ichou & Vallet, 2013 ; Duru-Bellat & Kieffer, 2008). Ces caractéristiques influencent les trajectoires dans le supérieur (Lemistre & Ménard, 2019) et donc potentiellement l'insertion professionnelle. Si les filières les plus prestigieuses sont associées à de meilleurs débouchés professionnels, cela ne traduit donc pas forcément un effet propre de la filière mais peut refléter le fait que ces filières regroupent des élèves ayant, avant même leur orientation, des

caractéristiques communes qui favorisent l'insertion professionnelle. Cela créerait une association fallacieuse entre filière suivie et débouchés professionnels ; ce point constitue l'un des enjeux méthodologiques récurrents pour la littérature cherchant à identifier l'effet propre des filières (Gamoran, 2010).

Ensuite, l'orientation pendant le secondaire est susceptible d'avoir des conséquences importantes sur les carrières professionnelles en raison du mécanisme de dépendance des trajectoires (Kerckhoff, 1993). Le système éducatif est par nature cumulatif et certaines filières préparent mieux les élèves à réussir dans l'enseignement supérieur et à accéder aux diplômes les plus prestigieux. On peut donc s'attendre à ce que l'enseignement supérieur et le diplôme qui y est obtenu jouent un rôle de médiateur important dans l'association entre filière du baccalauréat et insertion professionnelle.

Enfin, la filière suivie dans le secondaire a un effet propre sur l'insertion professionnelle. Plusieurs théories peuvent expliquer le lien causal entre filière et débouchés professionnels. L'approche par le capital humain (Becker, 1964) met l'accent sur les compétences développées au sein de chaque formation, compétences qui généreraient des gains de productivité plus ou moins importants et détermineraient ce faisant la valorisation des diplômes sur le marché du travail. La distinction entre compétences générales et compétences spécifiques permet de formuler d'autres hypothèses. Les compétences données par les formations professionnalisantes, spécifiques à une tâche ou répondant aux besoins d'une entreprise par l'intermédiaire de l'alternance ou des stages, précises et immédiatement mobilisables sur le marché du travail, seraient susceptibles d'être mieux valorisées que les compétences générales (Wasmer, 2006 ; Rözer & Bol, 2019). Cependant, les employeurs pourraient privilégier d'abord la maîtrise de compétences transversales. Ainsi, selon le modèle de concurrence pour l'emploi (Thurow, 1975), les employeurs valoriseraient avant tout les capacités d'adaptation et d'apprentissage, capacités qui pourraient être plus développées dans les filières générales que dans les filières professionnalisantes. La théorie de l'assignement (Sattinger, 1993), quant à elle, souligne la multiplicité des tâches de chaque emploi et l'hétérogénéité des compétences de chaque individu, rendant le processus d'allocation des individus aux différents emplois complexe et dépendant seulement partiellement des qualifications scolaires.

À l'inverse, la théorie du filtre (Arrow, 1973) et la théorie du signal (Spence, 1974) font l'hypothèse que la formation n'a pas d'influence sur la productivité en tant que telle, mais que les diplômes permettent de révéler aux employeurs des aptitudes individuelles non facilement observables lors d'un entretien d'embauche. Cette fonction du système éducatif laisse entrevoir une moindre valorisation des diplômes de la voie professionnelle au lycée sur le marché du travail parce que ses filières accueillent en moyenne des jeunes avec de moins bons résultats scolaires (Ichou & Vallet, 2013). Dans une perspective de reproduction sociale basée sur les travaux de Bourdieu, la voie générale permettrait, en outre, de sélectionner et regrouper les élèves les mieux dotés en capital culturel (Bourdieu & Passeron, 1964 ; 1970). Elle pourrait ainsi favoriser une socialisation qui développerait la familiarité avec la culture savante et les conventions de la classe dominante, familiarité qui serait précieuse pour accéder aux emplois de cadres.

Enfin, la riche littérature sur la problématique du déclassement (e.g. Baudelot & Glaude, 1989 ; di Paola & Moullet, 2018 ; Doazan & Eckert, 2014 ; Lemistre, 2003) montre que la valorisation d'un diplôme sur le marché du travail dépend aussi de l'adéquation entre la demande pour un niveau ou type de compétence sur le marché de l'emploi et le nombre correspondant de diplômés. Elle souligne également l'importance du contexte économique et des effets conjoncturels pour interpréter les rendements des différents diplômes (di Paola *et al.*, 2018).

Dans le contexte français, peu de travaux empiriques ont estimé les conséquences du regroupement des élèves en filières dans le secondaire sur les trajectoires éducatives et professionnelles. Sans isoler empiriquement l'effet de chacun des mécanismes présentés *supra*, nous contribuons à la littérature de deux façons. Premièrement, en examinant les conséquences de l'orientation dans le secondaire sur les débouchés professionnels. Nous prenons en compte, antérieurement à leur orientation, la performance scolaire et les caractéristiques socio-démographiques des élèves. Deuxièmement, en estimant le rôle de médiateur de la participation à l'enseignement supérieur, conséquence de la nature cumulative des trajectoires scolaires.

1.2. Les inégalités professionnelles entre femmes et hommes

La massification scolaire de ces dernières décennies a été nettement plus marquée pour les femmes, dont le niveau moyen de

diplôme dépasse désormais celui des hommes (Baudelot & Establet, 1992 ; Bouchet-Valat, 2015). Les évaluations standardisées tout au long de la scolarité montrent par ailleurs que les filles ont de meilleures performances en français et que cet avantage s'est accentué au cours des dernières années, tandis que l'avantage des garçons en mathématiques s'est réduit (Chabanon & Steinmetz, 2018). Cependant, cette progression des résultats scolaires des filles ne s'est pas traduite par une égalité salariale. Des recherches avaient notamment montré que, des années 1990 au début des années 2000, l'écart de salaire mensuel moyen entre les femmes et les hommes en France ne diminuait plus, stagnant autour de 25 % (Meurs & Ponthieux, 2006). Selon les auteures, ces écarts de salaire s'expliquent aux trois-quarts par des différences de diplôme et de caractéristiques de l'emploi occupé. Les différences structurelles des types d'emplois occupés seraient associées à la ségrégation de genre sur le marché du travail. Les femmes et les hommes sont en effet inégalement répartis dans les différents secteurs, et la plus grande concentration des femmes dans des secteurs peu rémunérateurs, par exemple le secteur public ou le domaine des services à la personne, contribue aux écarts de salaire (Couppié *et al.*, 2012 ; Meng & Meurs, 2001). Cette ségrégation occupationnelle reflète largement la ségrégation scolaire, même si un mécanisme spécifique de ségrégation professionnelle en début de carrière vient moduler la ségrégation observée en fin d'études (Couppié & Épiphanie, 2006). La venue d'un enfant contribue aussi aux inégalités salariales car elle se traduit par des ajustements du temps de travail des mères (Pailhé & Solaz, 2006 ; Meurs & Pora, 2019). Cependant, les liens entre la ségrégation professionnelle et les écarts de rémunérations selon le sexe ne sont pas identiques selon la profession considérée (Couppié *et al.*, 2012 ; 2014). Ces résultats montrent que les inégalités professionnelles de genre sont liées, en partie, au choix d'orientation au sein du système éducatif. En dépit de la convergence des niveaux de compétences en mathématiques et sciences, les choix d'orientation pendant la scolarité continuent d'être genrés, aussi bien dans l'enseignement général que dans l'enseignement technologique et professionnel, où les filières de production accueillent majoritairement les garçons, et les filières du secteur des services majoritairement les filles (Caille *et al.*, 2002 ; Vouillot, 2010). Il est donc particulièrement important d'évaluer l'impact de ces choix d'orientation au lycée sur l'insertion dans l'emploi et leur contribution aux inégalités de genre (voir la section 4).

2. Données et démarche

Le premier objectif de cet article est d'analyser les conséquences de l'orientation dans le secondaire sur l'insertion professionnelle des bacheliers, en isolant la contribution de leurs caractéristiques sociodémographiques et scolaires avant l'orientation et le rôle de médiateur de l'enseignement supérieur traduisant le mécanisme de dépendance des trajectoires éducatives. Nous examinons également la contribution de la filière suivie dans le secondaire aux inégalités de genre au début de la vie active, en prenant en compte les performances scolaires avant l'orientation.

Nous mobilisons pour cela les données du « Panel d'élèves du second degré, recrutement 1995 » de la DEPP¹, (ensuite « Panel 1995 ») complétées par les données sur l'insertion dans le marché du travail collectées de 2005 à 2012 par l'Insee dans le cadre de l'enquête Entrée dans la vie adulte (EVA).

Nous nous intéressons aux bacheliers, qu'ils aient ou non poursuivi leurs études après le baccalauréat, et au premier emploi qu'ils reportent dans l'enquête EVA, qui n'est pas toujours le premier emploi occupé par l'individu après ses études (*infra*). Cela permet de disposer d'un échantillon le plus large possible de la variété des parcours scolaires.

Nous modélisons le lien entre la filière du baccalauréat obtenu et deux variables caractérisant l'insertion professionnelle en début de vie active : le fait d'occuper un emploi dans les catégories cadre, profession intellectuelle ou profession intermédiaire (abrégé ensuite en « catégorie Cadre-PI ») et le salaire net mensuel perçu. L'ensemble des variables indépendantes et dépendantes mobilisées dans l'analyse est renseigné pour 5 090 des 7 101 bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA. Parmi les bacheliers, les individus ayant ou n'ayant pas des données manquantes sont assez similaires en termes d'origine sociale ou de résultats scolaires à l'entrée au collège et nous avons vérifié qu'une imputation multiple des données manquantes ne changeait que très marginalement les résultats.

Nous présentons tout d'abord nos données de façon plus détaillée, notre démarche de modélisation puis quelques statistiques descriptives sur l'échantillon des bacheliers.

1. Panel d'élèves du second degré, recrutement 1995 - 1995-2006. Ministère de l'Éducation, DEPP (producteur), ADISP (diffuseur).

2.1. Les données

Le Panel 1995 de la DEPP a suivi plus de 17 000 élèves entrés en 6^{ème} en 1995 pendant toute leur scolarité dans le secondaire et, le cas échéant, dans le supérieur, jusqu'à la fin de leurs études ou l'obtention d'un diplôme de niveau bac+5. Entre 2005 et 2012, ceux d'entre eux ayant terminé leurs études ont été interrogés tous les ans sur leur insertion professionnelle dans EVA, les sortants de l'enseignement supérieur étant transférés dans l'échantillon EVA l'année suivant celle où ils déclarent avoir arrêté leurs études.

On dispose ainsi d'une base de données extrêmement riche pour étudier les liens entre parcours scolaires et insertion professionnelle, actuellement la seule base de données française permettant de prendre en compte les performances scolaires avant l'orientation et le milieu d'origine de manière aussi détaillée ; c'est particulièrement intéressant pour appréhender le rôle des différences de performance scolaire avant l'orientation. Cependant, force est de constater qu'à de rares exceptions près (Le Rhun & Monso, 2015 ; Olympio & di Paola, 2018), la recherche sur les questions d'insertion professionnelle des jeunes en France a plutôt mobilisé les enquêtes « Génération » du Céreq. Cela s'explique, nous semble-t-il, par la complexité et les limites méthodologiques de l'enquête EVA.

En effet, les jeunes interrogés dans l'enquête EVA, tous entrés en 6^{ème} la même année, n'ont pas tous eu le même parcours scolaire et n'ont ainsi pas arrêté leurs études la même année. Les sortants ne sont donc pas interrogés au même point de leur insertion professionnelle : par exemple, un élève sortant sans diplôme en 2000 est, au moment de l'enquête EVA, c'est-à-dire entre 2005 et 2012, sorti du système scolaire depuis cinq à douze ans. À l'inverse, un élève qui aurait poursuivi des études supérieures pour obtenir un master en 2008 a été transféré dans EVA l'année suivante et interrogé pour la première fois en 2010 ; les informations dont nous disposons sur son insertion professionnelle correspondent alors à ses toutes premières années dans le monde du travail. De ce fait, le premier emploi reporté dans EVA est plus proche de la sortie du système éducatif pour les diplômés du supérieur que pour les sortants du secondaire.

Pour limiter l'hétérogénéité du temps passé sur le marché du travail et potentiellement dans l'emploi après la sortie du système éducatif, nous nous concentrons sur les bacheliers. En moyenne dans notre échantillon, 2,4 années se sont écoulées entre la sortie du système éducatif

et le premier emploi reporté dans EVA, avec un écart-type d'1 an (voir tableau A1-1 en annexe 1).

2.2. Démarche des modélisations et définition des variables

Pour analyser les liens entre l'orientation vers une filière du baccalauréat et l'insertion professionnelle, nous estimons tout d'abord l'association totale entre filière du baccalauréat et insertion professionnelle, puis nous introduisons de façon séquentielle des variables destinées à prendre en compte l'effet des caractéristiques des élèves avant l'orientation dans les filières (caractéristiques sociodémographiques et scolaires) puis la performance scolaire à la fin du lycée et le plus haut diplôme obtenu (le cas échéant) dans le supérieur, dans le cadre d'une analyse de médiation. Ce type d'analyse (on parle aussi parfois de modèle de cheminement) permet d'estimer à la fois l'effet direct d'une variable X (ici la filière suivie au lycée) sur un résultat Y (ici, successivement les deux variables caractérisant le premier emploi reporté) et son effet indirect par le biais d'une variable médiatrice.

Il faut souligner que cette approche n'est pas en ligne avec la littérature sur le rendement des diplômes, qui distingue l'effet du baccalauréat comme diplôme final ou comme diplôme intermédiaire. Une telle approche est particulièrement intéressante pour identifier les effets à long terme de la filière du baccalauréat à diplôme final équivalent (Ménard, 2020). Cependant, cette approche ne permet pas de décomposer les effets des filières pour identifier les effets des caractéristiques des élèves avant l'orientation et de la dépendance des trajectoires dans l'enseignement supérieur, qui constituent l'objet central de cet article.

La filière du baccalauréat est prise en compte en neuf catégories qui croisent la voie du baccalauréat (générale, technologique ou professionnelle) et sa filière ou spécialité proprement dite. Pour les bacs professionnels, nous regroupons les spécialités en trois « filières » afin de conserver un nombre suffisant d'individus dans chacune. Nous distinguons une filière pour les spécialités industrielles, une filière pour les spécialités « commerce et administration » (par exemple secrétariat, gestion, comptabilité, etc.) et une filière pour les domaines « santé, social, services ». De la même façon, pour les bacs technologiques, nous distinguons les filières industrielles et techniques (STI et STL), les filières commerciales et d'administration (STT) et les filières de la santé, du social ou des services (SMS et hôtellerie).

Pour les bacs généraux, nous distinguons la filière scientifique (S), la filière économique et sociale (ES) et la filière littéraire (L).

Pour les deux variables de résultat, nous estimons des modèles de régression linéaire, y compris pour la variable binaire d'emploi dans une catégorie Cadre-PI ; dans ce cas, nous utilisons des erreurs types robustes à l'hétéroscédasticité. La régression linéaire a ici été préférée à la modélisation logistique afin d'éviter les problèmes de comparaison des coefficients logistiques et d'odds ratios entre modèles emboîtés (Mood, 2010). Nous commençons par estimer l'association totale entre la filière du baccalauréat obtenu et les deux variables caractérisant le premier emploi reporté dans l'enquête EVA (modèle 1 de la section 3). Nous ajoutons ensuite dans un ordre séquentiel les variables qui pourraient indirectement contribuer à l'effet de la filière du baccalauréat sur l'insertion professionnelle : d'abord, les caractéristiques des élèves avant l'orientation en distinguant les caractéristiques sociodémographiques (modèle 2) et la performance scolaire en troisième (modèle 3) pour estimer l'effet des caractéristiques des élèves avant l'orientation.

Les caractéristiques sociodémographiques prises en compte sont : le sexe, le niveau d'éducation des parents (diplôme le plus élevé entre les deux parents), la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage, le pays d'origine des parents (France ou pays étranger) et la taille de la commune du collège en 6^{ème} (moins de 20 000 habitants, de 20 000 à 200 000 habitants, plus de 200 000 habitants hors Paris, et agglomération parisienne). La performance scolaire avant l'orientation est mesurée par la moyenne des notes obtenues en français et en mathématiques au contrôle continu du brevet des collèges.

Nous introduisons ensuite la mention obtenue au baccalauréat (modèle 4) pour estimer l'effet de la performance à la fin du second degré. Enfin, pour évaluer l'importance du mécanisme de dépendance des trajectoires, nous introduisons le plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur (modèle 5). Pour le plus haut diplôme obtenu, nous retenons les modalités suivantes : aucun diplôme ; bac+2 ; licence ; bac+4 ou +5 à l'université, et diplôme de grandes écoles².

Dans cette dernière étape, étant donné que le premier emploi reporté dans EVA est plus ou moins proche de la fin des études selon le niveau de diplôme final (*supra*), nous devons nous assurer que les effets des diplômes sont bien dus à ces derniers et non à des différences d'âge,

de nombre d'années passées sur le marché du travail ou de conjoncture économique l'année du premier emploi reporté ; nous estimons donc un modèle 5bis dans lequel nous contrôlons l'année et l'âge au moment du premier emploi reporté dans EVA, et le temps écoulé (en années) depuis la sortie du système éducatif.

La comparaison des coefficients des filières du baccalauréat du modèle 1 au modèle 5 nous permet d'identifier la façon dont chaque variable ajoutée contribue à l'association entre la filière et la variable de résultat. Ainsi, lorsque le coefficient estimé d'une filière baisse avec l'ajout d'une variable explicative, cela signifie que cette variable contribue à l'effet de la filière (rôle de médiation). Au contraire, si le coefficient augmente avec l'ajout d'une variable, cela signifie que cette dernière contribue à réduire l'effet de la filière (rôle de modération voire de suppression). Une réduction du coefficient entre le modèle 1 et le modèle 2 (introduction des caractéristiques sociodémographiques) ou le modèle 3 (introduction de la performance scolaire à la fin du collège) indique que les différences initialement observées entre filières traduisent en réalité le fait que les filières regroupent des élèves différents. Une réduction du coefficient dans le modèle 4 indique que les performances scolaires à la fin du lycée contribuent aux différences observées entre filières. Une réduction du coefficient dans le modèle 5 indique au contraire que l'effet de la filière du baccalauréat relève d'un mécanisme de dépendance des trajectoires. Les résultats de ce dernier modèle nous permettent ici d'estimer l'effet propre de la filière au baccalauréat, à niveau de diplôme final équivalent. Ce dernier modèle constitue donc le point de comparaison le plus proche avec les résultats de la littérature sur le rendement des diplômes.

La démarche est identique pour estimer la contribution des filières du secondaire aux inégalités de genre observées au début de la vie active (section 4), mais le premier modèle estime l'association totale entre le sexe (en contrôlant l'origine sociale, le pays d'origine des parents et la taille de la commune du collège en 6^{ème}) et les deux variables d'insertion professionnelle, et nous introduisons de façon distincte la voie du baccalauréat et la filière au sens strict. Nous ajoutons ensuite séquentiellement les variables explicatives pour observer l'effet de leur inclusion sur le coefficient de la variable sexe : la performance scolaire en troisième est ajoutée

2. Le doctorat ne rentre pas dans le champ de l'enquête EVA, qui s'est arrêtée avant que les titulaires de ce diplôme n'entrent sur le marché du travail.

dans le modèle 2, puis la voie (générale, technologique ou professionnelle) suivie dans le secondaire dans le modèle 3, la filière du baccalauréat obtenu dans le modèle 4, la performance à la fin du lycée dans le modèle 5 et enfin le diplôme obtenu dans le supérieur (modèle 6).

2.3. Premiers éléments descriptifs sur les caractéristiques des bacheliers et des premiers emplois reportés selon la filière

Les profils sociodémographiques et les performances scolaires des bacheliers diffèrent sensiblement selon la voie du baccalauréat et sa filière (tableau 1). La proportion d'élèves ayant au moins un parent diplômé du supérieur oscille entre 5 % chez les bacheliers professionnels de la filière commerce et administration et 52 % chez les bacheliers S. Les filles sont sous-représentées dans les filières industrielles (à peine 9 % des bacheliers de la voie professionnelle et 12 % des bacheliers de la voie technologique) et surreprésentées dans les filières commerce et administration (68 % dans la voie technologique et 80 % dans la voie professionnelle), dans la filière santé et services de la voie technologique (89 %) et dans la filière L (86 %). Enfin, la moyenne sur vingt obtenue en français et en mathématiques au brevet des collèges des bacheliers professionnels est comprise entre 9 et 10, tandis que celle des bacheliers de la filière S est de 14.

La catégorie de l'emploi occupé au début de la carrière professionnelle varie fortement suivant la voie du baccalauréat suivie : 74 % des bacheliers de la voie générale occupent un emploi de catégorie Cadre-PI contre seulement 50 % des bacheliers technologiques et 24 %

des bacheliers professionnels. Cependant, cette proportion varie selon les filières, au sein même de chaque voie du baccalauréat (figure I). Le salaire mensuel moyen en début de carrière varie également avec les filières. La hiérarchie entre voies professionnelle, technologique et générale est moins claire que pour l'accès à un emploi de catégorie Cadre-PI et c'est surtout la spécialité de la filière qui semble jouer (figure I).

3. L'effet du baccalauréat sur l'emploi en début de carrière

Concernant l'accès à un emploi de catégorie Cadre-PI en début de carrière, les différences entre les filières au sein de chaque voie du baccalauréat sont particulièrement marquées (tableau 2). Ainsi, les bacheliers professionnels commerce et administration et santé, social et services sont respectivement 10 points de pourcentage (p.p.) et 8 p.p. moins susceptibles d'atteindre ces emplois que les bacheliers professionnels des filières industrielles (la référence), tandis que les bacheliers technologiques commerce et administration sont 9 p.p. plus susceptibles d'atteindre ces emplois. Mais cet avantage est de 37 p.p. pour les bacheliers technologiques des filières industrielles et de 29 p.p. pour les bacheliers des filières santé et social. Parmi les diplômés de la voie générale, ce sont les diplômés de la filière scientifique qui ont le plus de chances d'atteindre ce statut : +55 p.p., tandis que l'effet de la filière littéraire est « seulement » de +32 p.p. et celui de la filière ES de +39 p.p.

Les effets des caractéristiques sociodémographiques mais surtout scolaires antérieures à l'orientation contribuent à expliquer une partie

Tableau 1 – Caractéristiques des bacheliers

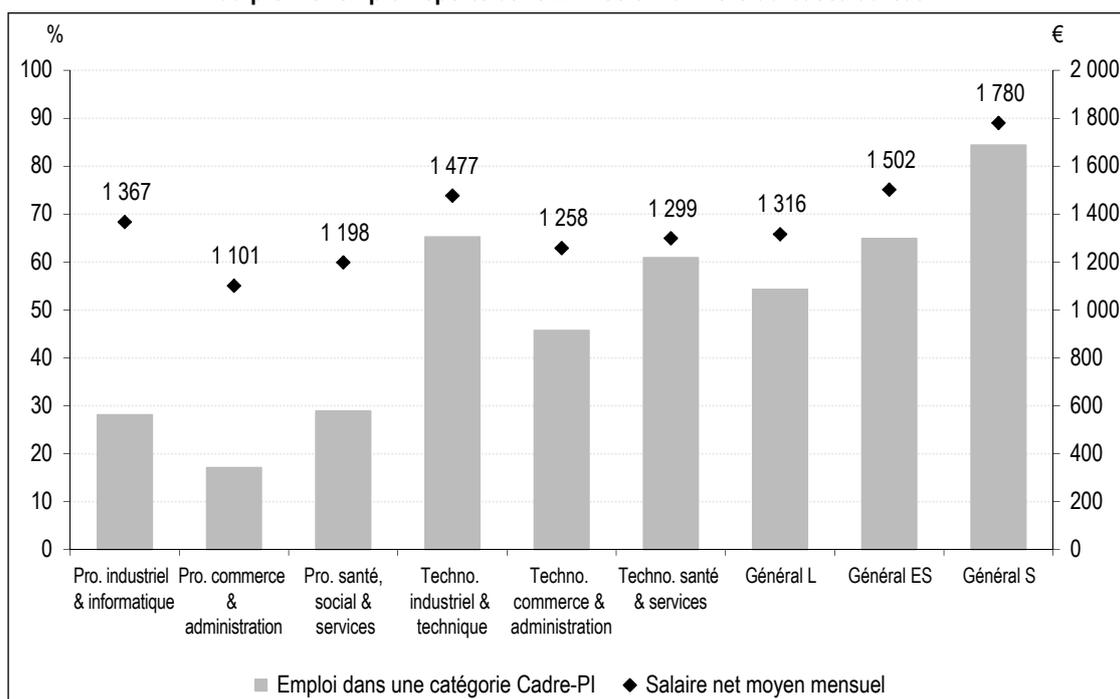
	Un parent diplômé du supérieur		Un parent cadre		Deux parents nés à l'étranger		Collège en 6 ^{ème} dans une commune de moins de 20 000 hab.		Sexe féminin		Moyenne en 3 ^{ème} (sur 20)	Nombre d'observations
	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N		
Pro. industriel & informatique	12.7	42	4.5	15	4.5	15	48.6	161	8.8	29	9.6	331
Pro. commerce & administration	5.3	11	2.4	5	12.4	26	43.1	90	80.4	168	9.1	209
Pro. santé, social & services	9.6	18	5.3	10	10.1	19	41.0	77	55.9	105	9.5	188
Techno. industriel & technique	24.5	122	12.4	62	5.4	27	40.0	199	12.2	61	11.1	498
Techno. commerce & administration	18.5	135	10.8	79	10.8	79	41.7	304	68.2	497	10.9	729
Techno. santé & services	18.3	39	8.9	19	5.6	12	38.0	81	89.2	190	10.8	213
Général L	38.8	198	24.1	123	4.3	22	36.1	184	86.3	440	12.4	510
Général ES	36.0	331	23.2	213	6.1	56	36.9	339	71.5	657	12.6	919
Général S	52.2	780	34.6	516	3.8	57	34.4	513	47.6	710	14	1 493
Total	32.9	1 676	20.5	1 042	6.1	313	38.3	1 948	56.1	2 857	12.1	5 090

Note : N correspond à l'effectif dans l'échantillon.

Lecture : 12.7 % des bacheliers professionnels industriels & informatiques (N=331) ont au moins un parent diplômé du supérieur.

Source et champ : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

Figure 1 – Accès à un emploi dans les catégories cadre ou profession intermédiaire et salaire net moyen du premier emploi reporté dans EVA selon la filière du baccalauréat



Lecture : parmi les bacheliers professionnels industriel & informatique en début de carrière, 28.1 % occupent un emploi dans une catégorie Cadre-PI et le salaire mensuel moyen est de 1 367 euros.

Source et champ : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

substantielle des différences observées entre les filières (modèles 2 et 3). Par exemple, pour le baccalauréat général scientifique, l'ajout des variables sociodémographiques et de performance en troisième réduit l'intensité du lien de près d'un quart (modèle 1 vs. modèle 3). Les meilleurs débouchés professionnels offerts aux bacheliers S sont donc la conséquence, pour une part non négligeable, de caractéristiques avantageuses dont ils disposent avant même l'entrée au lycée. À l'inverse, la prise en compte de la mention obtenue au baccalauréat augmente de plusieurs points de pourcentage l'avantage estimé des bacheliers généraux (modèle 4). Cela s'explique par le fait que, à performance égale en troisième, les élèves qui vont en voie générale obtiennent moins souvent une mention au baccalauréat que ceux qui rejoignent les voies professionnelle ou technologique. À performance en troisième et mention au baccalauréat égales, les débouchés de la voie générale sont donc encore meilleurs que ceux estimés dans le modèle 3 (rôle de suppressor de la mention au baccalauréat).

C'est surtout le diplôme obtenu dans le supérieur qui explique la plus grande probabilité des bacheliers d'accéder aux professions de cadres et intermédiaires, puisque les coefficients sont largement réduits par l'inclusion de cette variable (modèle 5 – diplôme du supérieur sans

contrôle – et modèle 5bis – avec contrôle de l'âge, l'année et l'ancienneté potentielle lors du premier emploi reporté dans EVA – cf. section 2). En particulier, l'avantage des diplômés de la voie générale des filières S, ES et L est presque totalement expliqué en prenant en compte le plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur (modèle 5 ou 5bis).

Des analyses supplémentaires (disponibles sur demande auprès des auteurs) montrent que le domaine d'études dans le supérieur ne semble jouer qu'à la marge et principalement pour les bacheliers technologiques, tandis que la prise en compte des caractéristiques de l'emploi occupé ne modifie pas les effets estimés des filières. Même une fois l'ensemble des variables explicatives introduit, le fait d'avoir obtenu un baccalauréat scientifique (ou un baccalauréat technologique de spécialités industrielles) plutôt qu'un baccalauréat professionnel des filières industrielles procure toujours un avantage, à hauteur de 10 p.p., pour l'accès à un emploi de catégorie Cadre-PI. Il y a donc bien un effet propre des filières du lycée qui perdure une fois prises en compte les différences de performances scolaires et de diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur.

Le tableau A2-1 en annexe 2 présente les résultats pour toutes les variables concernant l'accès

Tableau 2 – Probabilité d'un emploi dans les catégories cadre ou profession intermédiaire au début de la vie active (régressions linéaires)

	Association totale	+ Variables sociodémo.	+ Performance en 3 ^{ème}	+ Mention au baccalauréat	+ Niveau de diplôme dans le supérieur	+ (5bis)* sans contrôles + contrôles
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(5bis)*
Pro. industriel & informatique (réf.)						
Pro. commerce & administration	-0.10 *** (0.04)	-0.08 ** (0.04)	-0.07 * (0.04)	-0.07 * (0.04)	-0.09 ** (0.04)	-0.10 *** (0.04)
Pro. santé, social & services	-0.08 ** (0.04)	-0.07 * (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.07 * (0.04)	-0.06 * (0.04)	-0.07 * (0.04)
Techno. industriel & technique	0.37 *** (0.03)	0.34 *** (0.03)	0.31 *** (0.03)	0.34 *** (0.03)	0.14 *** (0.03)	0.13 *** (0.03)
Techno. commerce & administration	0.09 *** (0.03)	0.08 *** (0.03)	0.07 ** (0.03)	0.10 *** (0.03)	-0.05 * (0.03)	-0.06 ** (0.03)
Techno. santé & services	0.29 *** (0.04)	0.29 *** (0.04)	0.28 *** (0.04)	0.31 *** (0.04)	0.12 *** (0.04)	0.10 *** (0.04)
Général L	0.32 *** (0.03)	0.29 *** (0.04)	0.25 *** (0.04)	0.29 *** (0.04)	0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)
Général ES	0.39 *** (0.03)	0.35 *** (0.03)	0.31 *** (0.03)	0.36 *** (0.03)	0.06 * (0.03)	0.04 (0.03)
Général S	0.55 *** (0.03)	0.49 *** (0.03)	0.42 *** (0.03)	0.47 *** (0.03)	0.15 *** (0.03)	0.12 *** (0.03)
Constante	0.28 *** (0.02)	0.38 *** (0.03)	0.21 *** (0.04)	0.25 *** (0.04)	0.26 *** (0.04)	0.64 * (0.36)
Nombre d'observations	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090
R ²	0.181	0.201	0.205	0.215	0.316	0.328

* Une analyse des facteurs d'inflation de la variance (VIF en anglais) montre que la colinéarité entre l'année où l'emploi est reporté et l'âge est élevée. Cela concerne uniquement ces deux variables de contrôle, et augmente leurs erreurs types. Cependant, cela n'affecte pas les facteurs d'inflation de la variance de notre variable d'intérêt que sont les filières du baccalauréat.

Note : erreurs types robustes entre parenthèses. Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).

Lecture : sans aucune autre variable de contrôle (modèle 1), les bacheliers professionnels commerce & administration sont 10 p.p. moins susceptibles d'avoir un métier de cadre, une profession intellectuelle ou une profession intermédiaire au début de la vie active que les bacheliers professionnels industriel & informatique qui représentent la catégorie de référence.

Source et champ : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

à un emploi de catégorie Cadre-PI en début de carrière. Concernant l'origine sociale, seul le niveau d'instruction des parents et le fait d'entrer au collège en région parisienne ont un effet propre systématique sur les débouchés professionnels (modèle 5). Les résultats concernant les effets des performances scolaires montrent qu'une meilleure moyenne en troisième augmente la probabilité d'avoir un emploi de catégorie Cadre-PI en début de carrière (modèle 3). Cependant, cet effet s'exprime entièrement par de meilleurs résultats au baccalauréat et par une meilleure réussite dans l'enseignement supérieur et n'a plus d'effet propre une fois pris en compte l'ensemble de la trajectoire scolaire (modèle 5 ou 5bis).

Les résultats sur le salaire mensuel en début de carrière (tableau 3) confirment le très net avantage des filières industrielles des baccalauréats professionnels et technologiques. Par exemple, les bacheliers professionnels des filières industrielles ont un salaire net mensuel moyen

significativement supérieur à celui des autres bacheliers de la voie professionnelle, supérieur à celui des bacheliers technologiques des filières commerce et administration et des filières santé et services et à celui des bacheliers généraux de la filière L (modèle 1).

La filière S est encore en position favorable : +27 % par comparaison avec les bacheliers professionnels des filières industrielles toujours pris comme référence. Cet avantage s'explique par les effets des caractéristiques des élèves avant l'orientation dans la filière et par les diplômes obtenus dans le supérieur. Contrairement à ce que nous avons vu pour l'accès à un emploi de catégorie Cadre-PI, les bacheliers de certaines filières technologiques et professionnelles ont des salaires sensiblement similaires aux bacheliers généraux, à niveau de diplôme dans le supérieur équivalent. Cependant, il s'agit du salaire en début de carrière et celui-ci est susceptible d'évoluer très distinctement suivant le type d'emploi occupé.

Tableau 3 – Salaire net mensuel (en logarithme) au début de la vie active (régressions linéaires)

	Association totale	+ Variables sociodémo.	+ Performance en 3 ^{ème}	+ Mention au baccalauréat	+ Niveau de diplôme dans le supérieur	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) sans contrôles	(5bis) + contrôles
Pro. industriel & informatique (réf.)						
Pro. commerce & administration	-0.23 *** (0.03)	-0.15 *** (0.03)	-0.14 *** (0.03)	-0.14 *** (0.03)	-0.16 *** (0.03)	-0.17 *** (0.03)
Pro. santé, social & services	-0.13 *** (0.03)	-0.08 ** (0.03)	-0.07 ** (0.03)	-0.08 ** (0.03)	-0.08 *** (0.03)	-0.09 *** (0.03)
Techno. industriel & technique	0.08 *** (0.03)	0.06 ** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05 ** (0.03)	-0.05 ** (0.03)	-0.06 ** (0.03)
Techno. commerce & administration	-0.11 *** (0.02)	-0.06 ** (0.03)	-0.08 *** (0.03)	-0.04 (0.02)	-0.12 *** (0.02)	-0.13 *** (0.02)
Techno. santé & services	-0.06 * (0.03)	0.02 (0.03)	0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	-0.06 * (0.03)	-0.07 ** (0.03)
Général L	-0.07 *** (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.07 ** (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.17 *** (0.03)	-0.18 *** (0.03)
Général ES	0.06 *** (0.02)	0.10 *** (0.02)	0.04 * (0.03)	0.10 *** (0.03)	-0.06 ** (0.03)	-0.07 *** (0.03)
Général S	0.24 *** (0.02)	0.22 *** (0.02)	0.14 *** (0.03)	0.20 *** (0.03)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)
Constante	7.19 *** (0.02)	7.30 *** (0.03)	7.10 *** (0.04)	7.14 *** (0.04)	7.15 *** (0.04)	7.44 *** (0.32)
Nombre d'observations	4 781	4 781	4 781	4 781	4 781	4 781
R ²	0.137	0.181	0.190	0.212	0.276	0.283

Note : erreurs types entre parenthèses. Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***).

Lecture : sans aucune autre variable de contrôle (modèle 1) et compte tenu de la forme logarithmique du modèle, les bacheliers généraux de la filière S ont un salaire $\exp(0.24)=27\%$ supérieur aux bacheliers professionnels industriel & informatique qui représentent la catégorie de référence. Source et champ : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

Concernant les autres variables du modèle, la catégorie socioprofessionnelle du parent référent a un effet statistiquement significatif sur le salaire moyen, contrairement à ce qui avait été vu pour le fait d'avoir un emploi de catégorie Cadre-PI (tableau A2-2 en annexe 2, modèle 2). Toutefois, cet effet disparaît largement une fois pris en compte le reste de la trajectoire scolaire, contrairement à ce que l'on observe pour le niveau d'éducation des parents et le fait d'être entré au collège dans la région parisienne : ici, une partie des effets persiste une fois toutes les variables prises en compte (modèle 5 ou 5bis). La performance scolaire en troisième a un effet statistiquement significatif sur le salaire en début de carrière (modèle 3) mais cet effet disparaît une fois pris en compte le niveau de diplôme dans le supérieur : cela indique qu'une meilleure performance en troisième, à filière du baccalauréat égale, se traduit par un niveau de diplôme plus élevé dans l'enseignement supérieur et influence le niveau de salaire uniquement par ce mécanisme. La mention obtenue au baccalauréat influence aussi le niveau de salaire, mais avec un effet propre à niveau égal de diplôme dans le supérieur (modèle 5).

4. Les inégalités de genre en début de carrière et le rôle de médiation de la filière du baccalauréat

Les filles sont surreprésentées dans les filières commerce et administration et dans la filière L (cf. tableau 1), moins favorables lors de l'insertion professionnelle. Cependant elles sont également plus souvent titulaires d'un baccalauréat général (63 %) que les garçons (50 %). La proportion de diplômés du supérieur est plus forte chez les filles que chez les garçons (78 % contre 71 %), bien qu'elles soient moitié moins diplômées d'une grande école (8 % contre 16 %). Non seulement filles et garçons ne vont pas dans les mêmes filières au lycée mais, quand ils obtiennent leur baccalauréat dans la même filière, ils n'atteignent pas toujours les mêmes diplômes du supérieur. Ces différences complexes de trajectoires au lycée et dans l'enseignement supérieur sont illustrées par la figure A1-I en annexe 1.

Les résultats de l'estimation montrent que les femmes ont des salaires nets mensuels inférieurs de 13 % à ceux des hommes tandis que les

Tableau 4 – Inégalités entre femmes et hommes au début de la vie active et rôle de médiation du baccalauréat (régressions linéaires)

	Association totale (1)	+Performance en 3 ^{ème} (2)	+Voie du baccalauréat (3)	+Filière du baccalauréat (4)	+Mention au baccalauréat (5)	+Niveau de diplôme dans le supérieur (6)
Cadres/prof. intermédiaires						
Femme (réf. : Homme)	-0.02 (0.01)	-0.06*** (0.01)	-0.08*** (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.04*** (0.01)
N	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090
R ²	0.077	0.141	0.181	0.205	0.215	0.328
Salaire net mensuel (log.)						
Femme (réf. : Homme)	-0.14*** (0.01)	-0.17*** (0.01)	-0.17*** (0.01)	-0.12*** (0.01)	-0.12*** (0.01)	-0.11*** (0.01)
N	4 781	4 781	4 781	4 781	4 781	4 781
R ²	0.103	0.158	0.166	0.190	0.212	0.283

Note : tous les modèles ont comme variables de contrôle l'origine sociale, la tranche d'unité urbaine en 6^{ème} et le pays d'origine des parents. Erreurs types entre parenthèses. Seuils de significativité : 10 % (*), 5 % (**), 1 % (***)

Lecture : les femmes sont 2 p.p. moins susceptibles d'avoir un emploi de catégorie Cadre-PI au début de la vie active que les hommes (modèle 1, partie haute du tableau). Le salaire net mensuel des femmes ne représente que $\exp(-0.14)=87\%$ de celui des hommes (modèle 1, partie basse du tableau).

Source et champ : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

différences de probabilité d'accès aux emplois de catégorie Cadre-PI ne sont pas statistiquement significatives (tableau 4, modèle 1).

Que ce soit pour la probabilité d'emploi dans la catégorie Cadre-PI ou pour le salaire, les analyses de médiation montrent que le désavantage des femmes est nettement plus prononcé lorsque l'on ajoute la variable de performance scolaire en troisième (modèle 2). Cela indique que les meilleures performances scolaires des filles, en moyenne, compensent partiellement les désavantages auxquels elles font face (rôle de supprimeur).

À performance en troisième égale, les femmes sont 6 p.p. moins susceptibles d'avoir un emploi de catégorie Cadre-PI que les hommes, et ont un salaire moyen inférieur de 16 % à celui des hommes. Cet écart est encore plus marqué lorsque l'on considère les seuls emplois de cadres (tableau A2-3 en annexe 2) : à performance égale en troisième, les femmes sont 11 p.p. moins susceptibles d'avoir un emploi de cadre au début de leur carrière. La proportion de bacheliers qui commencent leur carrière dans cette catégorie étant de 23 % dans notre échantillon, cette différence est particulièrement marquée.

La voie du baccalauréat obtenu (professionnelle, technologique et générale) joue de la même façon un rôle de supprimeur (modèle 3) : les filles sont plus souvent titulaires d'un baccalauréat général que les garçons, et cela masque une partie des inégalités de genre à l'entrée dans la vie active. Ces résultats soulignent l'importance de prendre en compte les caractéristiques des élèves avant l'orientation au cours du secondaire pour ne

pas sous-estimer les inégalités de genre qui sont partiellement masquées par les meilleures performances scolaires des filles.

À l'inverse, la filière suivie au lycée explique une partie des écarts observés, qui se réduisent lorsque l'on inclut cette variable (modèle 4). Ce rôle de médiation est particulièrement important pour l'accès aux emplois des catégories cadre ou profession intermédiaire, où l'écart est divisé par près de trois lorsque l'on introduit cette variable (de -8 p.p. à -3 p.p. entre les modèles 3 et 4). Pour les différences de salaires, la prise en compte de la filière du baccalauréat diminue aussi de près de 30 % l'écart estimé entre les femmes et les hommes. Cela indique que les filles sortent plus souvent diplômées des filières qui sont les moins favorables pour l'insertion professionnelle. En particulier, elles sont surreprésentées dans les filières commerce et administration, que ce soit au niveau du baccalauréat professionnel (80 % des bacheliers de cette filière), ou du baccalauréat technologique (68 %). À l'inverse, elles sont particulièrement sous-représentées dans les filières industrielles, que ce soit pour le baccalauréat professionnel (9 %) ou le baccalauréat technologique (12 %). Au sein de la voie générale, on retrouve une surreprésentation des filles dans la filière la moins favorable (86 % des titulaires du baccalauréat L).

Au contraire, les différences de niveau de diplôme dans le supérieur contribuent aux inégalités de genre (modèle 6), mais uniquement pour la probabilité d'occuper un emploi de catégorie cadre ou profession intermédiaire, où l'inclusion de cette variable augmente de nouveau l'écart

entre les femmes et les hommes, suggérant que les femmes accèdent moins souvent à ces emplois malgré leur meilleur parcours que les hommes dans le supérieur. Des analyses supplémentaires (disponibles sur demande auprès des auteurs) montrent que les différences de temps de travail contribuent le plus aux écarts de salaire observés.

* *
*

Cet article a exploré les conséquences de la filière suivie au lycée sur l'insertion dans l'emploi en début de carrière. À la différence de la majorité des études françaises sur ce sujet, nous avons estimé l'ampleur des divergences de trajectoires selon la filière pour tous les bacheliers, qu'ils aient poursuivi leurs études ou non, et en prenant en compte leurs caractéristiques sociales et scolaires avant l'orientation.

Les résultats soulignent d'abord les avantages des bacheliers généraux sur les titulaires de baccalauréats professionnels, et dans une moindre mesure, technologiques. Dans tous les modèles, l'articulation plus ou moins forte entre les différents baccalauréats et l'enseignement supérieur apparaît comme un facteur déterminant pour expliquer les différences de rendement entre les filières du baccalauréat, ce qui confirme l'importance du mécanisme de dépendance des trajectoires dans le système éducatif (Kerckhoff, 1993). Cependant, une partie de l'avantage des bacheliers généraux, et en particulier ceux de la filière S, demeure une fois pris en compte leur avantage en termes d'origine sociale, leur bonne performance scolaire et leur plus haut diplôme obtenu dans le supérieur. Cet effet persistant du baccalauréat général, qui est loin d'être négligeable, pourrait confirmer l'hypothèse basée sur la théorie du signal (Spence, 1974) selon laquelle la voie professionnelle serait dévalorisée sur le marché du travail car elle regrouperait davantage d'élèves en difficulté scolaire. Cette hiérarchie des filières sur le marché du travail semble d'ailleurs intégrée par les élèves et leurs parents de tous les milieux sociaux qui anticipent qu'un baccalauréat général permet une meilleure insertion professionnelle, même sans diplôme du supérieur (Barone *et al.*, 2021). La persistance d'un effet de la filière du baccalauréat, même parmi les diplômés du supérieur, peut aussi être interprétée à la lumière des recherches qui ont montré le rôle des trajectoires scolaires sur les débouchés professionnels, à diplôme final équivalent (Bédoué *et al.*, 2009 ; Dauty & Lemistre, 2010 ; Ménard, 2020).

Nos résultats soulignent aussi l'hétérogénéité des emplois et des salaires en début de carrière suivant la filière du baccalauréat, qui bouscule parfois la hiérarchie entre voies professionnelle, technologique et générale. Ainsi un baccalauréat technologique des filières commerce et administration est associé à un salaire moyen en début de carrière moins élevé qu'un baccalauréat professionnel des filières industrielles. Ces résultats font écho à ceux de Arrighi & Sulzer (2012) qui avaient déjà souligné, à partir des données du Céreq, la très faible valeur sur le marché du travail des spécialités de l'enseignement secondaire du tertiaire administratif, qui s'explique par le fait que ce secteur d'activité recrute désormais des diplômés de l'enseignement supérieur court.

Concernant les inégalités professionnelles entre femmes et hommes, les résultats indiquent d'abord que ces inégalités existent déjà en début de carrière, donc avant la naissance des enfants et la formation d'unions conjugales, faisant écho à des résultats anciens comme aux conclusions récentes d'une étude menée en Suisse (Combet & Oesch, 2019). L'analyse de médiation a également permis d'identifier une dynamique complexe entre compétences scolaires et niveaux de diplômes qui tend à masquer en partie les inégalités de genre, tandis que la filière du baccalauréat obtenu tend à les expliquer. Ainsi, les filles ont de meilleures performances scolaires en troisième et atteignent plus souvent le baccalauréat général, ce qui contribue à masquer les inégalités de genre au début de la vie active. Cependant, la surreprésentation des filles dans les filières du secondaire les moins favorables sur le marché du travail, telles que les filières commerce et administration en lycée professionnel et la filière L dans la voie générale, contribue à expliquer les inégalités de genre au début de la vie active. La ségrégation scolaire dans l'enseignement secondaire contribue donc aux inégalités professionnelles entre femmes et hommes.

Malgré tout, une partie de ces inégalités de genre n'est pas expliquée par les différences de carrières scolaires, et cela suggère que ces inégalités se construisent aussi par d'autres mécanismes. Il a notamment été montré qu'au cours des dix premières années de la carrière professionnelle, le poids de la ségrégation éducative sur les inégalités salariales diminue mais que les disparités de salaire entre femmes et hommes augmentent à cause d'une ségrégation professionnelle qui ne s'explique pas uniquement par les différences d'études (Couppié *et al.*, 2012). Comme le niveau de ségrégation éducative (entre filières) semble baisser au cours

du temps (Couppié & Épiphanie, 2018), il paraît donc important de développer les recherches sur les mécanismes propres au marché du travail qui contribuent aux écarts salariaux selon le genre. La ségrégation éducative demeure malgré tout fondamentale pour comprendre l'émergence des inégalités de genre au moment de l'entrée sur le marché du travail et il reste nécessaire de poursuivre la recherche sur les mécanismes menant à des choix d'orientation genrés et leurs conséquences sur les trajectoires professionnelles.

De manière générale, nos résultats soulignent l'intérêt de prendre en compte les caractéristiques des élèves regroupés dans chaque filière pour comparer leurs débouchés professionnels. Par exemple, pour une filière prestigieuse comme la filière S, l'avantage estimé pour accéder à un emploi de catégorie cadre ou profession intermédiaire est réduit de près d'un quart en prenant en compte les effets des caractéristiques des élèves avant l'orientation, tandis que l'avantage pour le salaire est réduit de 40 %. L'effet positif de la filière S sur les débouchés professionnels reflète donc, en partie, le regroupement des meilleurs élèves dans cette filière. Globalement, la prise en compte des caractéristiques des élèves avant l'orientation tend à réduire les différences d'insertion professionnelle entre bacheliers.

Ces résultats montrent l'importance des décisions d'orientation dans l'enseignement secondaire pour les carrières professionnelles dans le contexte français. Ils questionnent aussi la pertinence de certaines filières de l'enseignement professionnel dont les débouchés sur le marché du travail semblent être très limités, en particulier les filières commerce et administration, et qui contribuent aux inégalités professionnelles entre femmes et hommes. Les réformes du lycée de ces dernières années ont cependant pu modifier les débouchés professionnels des différents diplômes. En particulier, la réforme de la voie générale à partir de 2019, qui a remplacé l'organisation en filières par un choix d'enseignements de spécialités, pourrait modifier les hiérarchies et l'ampleur des

différences de débouchés professionnels au sein de la voie générale. Il sera donc intéressant de répliquer les analyses menées dans cet article avec des données plus récentes, dès qu'elles seront disponibles.

Pour conclure, trois limites de la présente étude doivent être soulignées. En utilisant les caractéristiques sociodémographiques et les performances scolaires avant l'orientation, nous avons pu prendre en compte une partie substantielle des différences entre élèves regroupés en filières. Cependant, nous ne pouvons pas exclure que d'autres caractéristiques des élèves puissent jouer un rôle dans les effets de filière identifiés, telles que la motivation, le caractère subi ou choisi de l'orientation et les compétences non cognitives qui pourraient biaiser les associations entre filières du secondaire et débouchés professionnels estimés ici. Pour proposer un contrôle plus rigoureux de l'effet des caractéristiques des élèves avant l'orientation, il serait nécessaire de développer une analyse quasi expérimentale, ce qui semble difficile à mettre en place avec les données disponibles. Par ailleurs, la catégorisation des filières et spécialités utilisée dans ce travail, bien que plus précise que dans la majorité des études sur cette question, repose sur des agrégations de filières proches mais néanmoins différentes. Une catégorisation plus fine, sans regroupement de filières, ainsi que la prise en compte des spécialités et options choisies dans le secondaire, permettrait selon toute vraisemblance de mettre en lumière des différences notables d'insertion professionnelle au sein de chaque catégorie. Une telle analyse nécessiterait des données exhaustives au niveau national qui ne sont, pour l'heure, pas disponibles. Enfin, nos résultats ne concernent que les débouchés professionnels à court terme. Il est possible que les différences identifiées se réduisent, se maintiennent ou augmentent au cours du temps, et des données sur le déroulement de la carrière professionnelle à moyen terme, telles que celles des enquêtes Génération à 10 ans, permettent de considérer ces évolutions. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arrighi, J.-J. & Sulzer, E. (2012).** S'insérer à la sortie de l'enseignement secondaire : de fortes inégalités entre filières. *Céreq Bref* N° 303.
<https://www.cereq.fr/sites/default/files/2018-09/9e1324ffcde6a1c71e0490d0b115926f.pdf>
- Arrow, K. (1973).** Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, 2(3), 193–216.
[https://doi.org/10.1016/0047-2727\(73\)90013-3](https://doi.org/10.1016/0047-2727(73)90013-3)
- Barone, C., Barg, K. & Ichou, M. (2021).** Relative risk aversion models: How plausible are their assumptions? *Rationality and Society*, 33(2), 143–175. <https://doi.org/10.1177/1043463121994087>
- Baudelot, C. & Establet, R. (1992).** *Allez les filles !* Paris : Le Seuil.
- Baudelot, C. & Glaude, M. (1989).** Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant ? *Économie et Statistique*, 225, 3–16. <https://doi.org/10.3406/estat.1989.5360>
- Becker, G. S. (1964).** *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education.* National Bureau of Economic Research, distributed by Columbia University Press.
- Bédouwé, C., Fourcade, B. & Giret, J.-F. (2009).** De l'influence du parcours de formation sur l'insertion : le cas des diplômés scientifiques. *Formation emploi*, 106, 5–22. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.1886>
- Birkelund, J. F., Karlson, K. B. & Reimer, D. (2021).** Upper secondary school tracking, labour market outcomes and intergenerational inequality in Denmark. *Longitudinal and Life Course Studies*, 12(3), 279–298. <https://doi.org/10.1332/175795921X16124376408552>
- Bouchet-Valat, M. (2015).** Plus diplômées, moins célibataires. L'inversion de l'hypergamie féminine au fil des cohortes en France. *Population*, 70(4), 705–730. <https://doi.org/10.3917/popu.1504.0705>
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1964).** *Les héritiers : les étudiants et la culture.* Paris : Minuit.
- Bourdieu, P. & Passeron, J.-C. (1970).** *La reproduction.* Paris : Minuit.
- Brunello, G. & Checchi, D. (2007).** Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence. *Economic Policy*, 22(52), 782–861. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0327.2007.00189.x>
- Caille, J.-P., Lemaire, S. & Vrolant, M.-C. (2002).** Filles et garçons face à l'orientation. Ministère de l'éducation nationale, *Note d'information* N° 2.12. <https://dataesr.fr/NI/ni0212.pdf>
- Chabanon, L. & Steinmetz, C. (2018).** Écarts de performance des élèves selon le sexe : que nous apprennent les évaluations de la DEPP ? *Éducation & formations* N° 96. <https://doi.org/10.48464/halshs-01824495>
- Combet, B. & Oesch, D. (2019).** The Gender Wage Gap Opens Long before Motherhood. Panel Evidence on Early Careers in Switzerland. *European Sociological Review*, 35(3), 332–345. <https://doi.org/10.1093/esr/jcz009>
- Couppié, T., Dupray, A. & Moullet, S. (2014).** Education-based occupational segregation and the gender wage gap: Evidence from France. *International Journal of Manpower*, 35(3), 368–391. <https://doi.org/10.1108/IJM-09-2012-0143>
- Couppié, T., Dupray, A. & Moullet, S. (2012).** Ségrégation professionnelle et salaires en début de carrière : regard sur quelques professions. *Formation emploi*, 118, 37–59. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.3587>
- Couppié, T. & Épiphanie, D. (2018).** La relation genre-insertion a-t-elle évolué en 20 ans ? In: T. Couppié, A. Dupray, D. Épiphanie & V. Mora (coord.), *20 ans d'insertion professionnelle des jeunes : entre permanences et évolutions.* *Céreq Essentiels* N° 1, 141–149.
<https://www.cereq.fr/sites/default/files/2018-09/79fcb4c2860c31466a45ccdeae6d7f8c.pdf>
- Couppié, T. & Épiphanie, D. (2006).** La ségrégation des hommes et des femmes dans les métiers : entre héritage scolaire et construction sur le marché du travail. *Formation emploi*, 93, 11–27. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.2204>
- Dauty, F. & Lemistre, P. (2010).** Diversité des parcours éducatifs : quel impact sur le chômage et les salaires ? *Formation emploi*, 111, 5–18. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.3070>
- di Paola, V., Méhaut, P. & Moullet, S. (2018).** Entrée dans la vie active et débuts de carrière : Entre effets conjoncturels et évolution des normes d'emploi. *Revue française de socio-économie*, 20(1), 235–258. <https://doi.org/10.3917/rfse.020.0235>
- di Paola, V. & Moullet, S. (2018).** Le déclassement : un phénomène enraciné. In: T. Couppié, A. Dupray, D. Épiphanie, V. Mora (coord.), *20 ans d'insertion professionnelle des jeunes : entre permanences et évolutions.* *Céreq Essentiels* N° 1, 79–84.
- DiPrete, T. A. & Buchmann, C. (2013).** *The Rise of Women: The Growing Gender Gap in Education and What It Means for American Schools.* New York: Russell Sage Foundation.
- Doazan, Y. & Eckert, H. (2014).** Les jeunes et leurs diplômés. Le déclassement à l'aune de la valeur des titres scolaires. *Éducation et sociétés*, 34(2), 121–134. <https://doi.org/10.3917/es.034.0121>

- Duru-Bellat, M. & Kieffer, A. (2008).** Du baccalauréat à l'enseignement supérieur en France : déplacement et recomposition des inégalités. *Population*, 63(1), 123–157. <https://doi.org/10.3917/popu.801.0123>
- Felouzis, G., Charmillot, S. & Fouquet-Chauprade, B. (2011).** Les inégalités scolaires en Suisse et leurs déclinaisons cantonales : l'apport de l'enquête Pisa 2003. *Swiss Journal of Sociology*, 37(1), 33–55. <http://doi.org/10.22019/SC-2017-00001>
- Gamoran, A. (2010).** Tracking and inequality : New directions for research and practice. In: M. W. Apple, S. J. Ball, & L. A. Gandin (Eds.), *The Routledge International Handbook of the Sociology of Education*. Ch.19. London: Taylor & Francis Group. <https://doi.org/10.4324/9780203863701>
- Hanushek, E. A. & Wößmann, L. (2006).** Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences- in-Differences Evidence Across Countries. *The Economic Journal*, 116(510), C63–C76. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2006.01076.x>
- Holm, A., Jæger, M. M., Karlson, K. B. & Reimer, D. (2013).** Incomplete equalization: The effect of tracking in secondary education on educational inequality. *Social Science Research*, 42(6), 1431–1442. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2013.06.001>
- Ichou, M. & Vallet, L.-A. (2013).** Academic Achievement, Tracking Decisions, and Their Relative Contribution to Educational Inequalities. In: M. Jackson (Ed.), *Determined to succeed? Performance versus choice in educational attainment*, Ch.5. Stanford: Stanford University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvqsdjrr>
- Kerckhoff, A. C. (1993).** *Diverging pathways: Social structure and career deflections*. New York: Cambridge University Press.
- Lafontaine, D. (2017).** La différenciation dans les systèmes éducatifs : pourquoi, comment, avec quels effets ? *Contribution dans le cadre de la conférence de consensus sur la différenciation pédagogique du Cnesco et de l'Ifé/ENS de Lyon*. https://www.cnesco.fr/wp-content/uploads/2017/04/lafontaine_publici.pdf
- Le Rhun, B. & Monso, O. (2015).** De l'utilité d'obtenir son diplôme pour s'insérer : l'exemple des brevets de technicien supérieur. *Économie et Statistique*, 478, 35–56. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1303221?sommaire=1303240>
- Lemistre, P. (2003).** Dévalorisation des diplômes et accès au premier emploi. *Revue d'économie politique*, 113(1), 37–58. <https://doi.org/10.3917/redp.131.0037>
- Lemistre, P. & Ménard, B. (2019).** Analysis of the trajectories of Science graduates: Applying Bourdieu and Sen. *British Journal of Sociology of Education*, 40(7), 953–969. <https://doi.org/10.1080/01425692.2019.1640595>
- Lemistre, P. & Merlin, F. (2018).** Influence du parcours d'études sur l'insertion des sortants de l'université. In: J. Calmand & P. Lemistre (coord.), *Effet du parcours à diplôme donné sur l'insertion professionnelle*. Céreq échanges N° 11. pp. 53–65. <https://www.cereq.fr/effet-du-parcours-diplome-donne-sur-linsertion-professionnelle>
- Ménard, B. (2020).** L'insertion professionnelle en Master dépend-elle du niveau scolaire atteint au baccalauréat ? Ministère de l'Enseignement supérieur, de la Recherche et de l'Innovation, *Notes d'information du SIES* N° 20.18. https://www.enseignementsup-recherche.gouv.fr/sites/default/files/imported_files/documents/NI_2020-18_Insertion_diplomes_master_1362219.pdf
- Meng, X. & Meurs, D. (2001).** Différences de structure des emplois et écart salarial entre hommes et femmes en France. *Économie & prévision*, 148(2), 113–126. <https://doi.org/10.3917/ecop.148.0113>
- Meurs, D. & Ponthieux, S. (2006).** L'écart des salaires entre les femmes et les hommes peut-il encore baisser ? *Économie et Statistique*, 398-399, 99–129. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376350?sommaire=1376355>
- Meurs, D. & Pora, P. (2019).** Égalité professionnelle entre les femmes et les hommes en France : une lente convergence freinée par les maternités. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 510-511-512, 109–130. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2019.510t.1990>
- Mood, C. (2010).** Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It. *European Sociological Review*, 26(1), 67–82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- OECD (2012).** *Closing the Gender Gap*. Paris: Éditions OCDE.
- Olympio, N. & di Paola, V. (2018).** Quels espaces d'opportunités offrent les systèmes éducatifs ? *Formation emploi*, 141(1), 233–254. <https://doi.org/10.4000/formationemploi.5388>
- Pailhé, A. & Solaz, A. (2006).** Vie professionnelle et vie familiale : la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes. *Population et Sociétés* N° 426. https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population_et_societes/vie_professionnelle_et_naissance/
- Rözer, J. J. & Bol, T. (2019).** Labour Market Effects of General and Vocational Education over the Life-Cycle and across Time: Accounting for Age, Period, and Cohort Effects. *European Sociological Review*, 35(5), 701–717. <https://doi.org/10.1093/esr/jcz031>

- Sattinger, M. (1993).** Assignment Models of the Distribution of Earnings. *Journal of Economic Literature*, 31(2), 831–880. www.jstor.org/stable/2728516
- Smyth, E. & Steinmetz, S. (2008).** Field of Study and Gender Segregation in European Labour Markets. *International Journal of Comparative Sociology*, 49(4-5), 257–281. <https://doi.org/10.1177/0020715208093077>
- Spence, A. M. (1974).** *Market signaling: Informational transfer in hiring and related screening processes*. Cambridge: Harvard University Press.
- Thurow, L. C. (1975).** *Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy*. New York: Basic books.
- Vouillot, F. (2010).** L'orientation, le butoir de la mixité. *Revue française de pédagogie*, 171, 59–67. <https://doi.org/10.4000/rfp.1900>
- Wasmer, E. (2006).** General versus Specific Skills in Labor Markets with Search Frictions and Firing Costs. *American Economic Review*, 96(3), 811–831. <https://www.jstor.org/stable/30034073>
-

ANNEXE 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A1-1 – Statistiques des variables de l'analyse

Variables dépendantes : premier emploi reporté dans l'enquête EVA		
Emploi dans les catégories cadre (et professions intellectuelles supérieures) ou profession intermédiaire (%)		60.1
Salaire net mensuel (€)	Moyenne	1 484.7
	Écart-type	550.3
	% manquant	6.0
Variables indépendantes		
Baccalauréat obtenu (%)	Professionnel industriel & informatique	6.5
	Professionnel commerce & administration	4.1
	Professionnel santé, social & services	3.7
	Technologique industriel & technique	9.8
	Technologique commerce & administration	14.3
	Technologique santé & services	4.2
	Général L	10.0
	Général ES	18.1
Sexe (%)	Général S	29.3
	Homme	43.9
Niveau d'éducation des parents (%)	Femme	56.1
	Aucun diplôme, CEP ou BEPC	15.6
	CAP ou BEP	32.0
	Baccalauréat	19.5
Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage (%)	Diplôme du supérieur	32.9
	Cadres et prof. intellectuelles	20.5
	Professions intermédiaires	22.5
	Employés	15.0
	Artisans, commerçants	8.8
	Agriculteurs	3.3
Tranche d'unité urbaine de la commune du collège en 6 ^{ème} (%)	Ouvriers	29.3
	Inactifs	0.6
	Village ou petite ville	38.3
	Ville moyenne	26.8
Pays d'origine des parents (%)	Grande ville, autre que Paris	21.6
	Agglomération parisienne	13.3
	Au moins un parent né en France	93.9
Moyenne des notes au contrôle continu du brevet des collèges en français et mathématiques (sur 20)	Parents nés à l'étranger	6.1
	Moyenne	12.1
Mention au baccalauréat (%)	Écart-type	2.5
	Passable	64.5
	Assez bien	26.6
Plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur (%)	Bien ou très bien	8.9
	Aucun diplôme	24.9
	Bac+2 (DEUG/BTS/DUT)	22.1
	Licence	27.5
	Bac+4 ou +5 à l'université	13.9
	Diplôme de grandes écoles	11.6

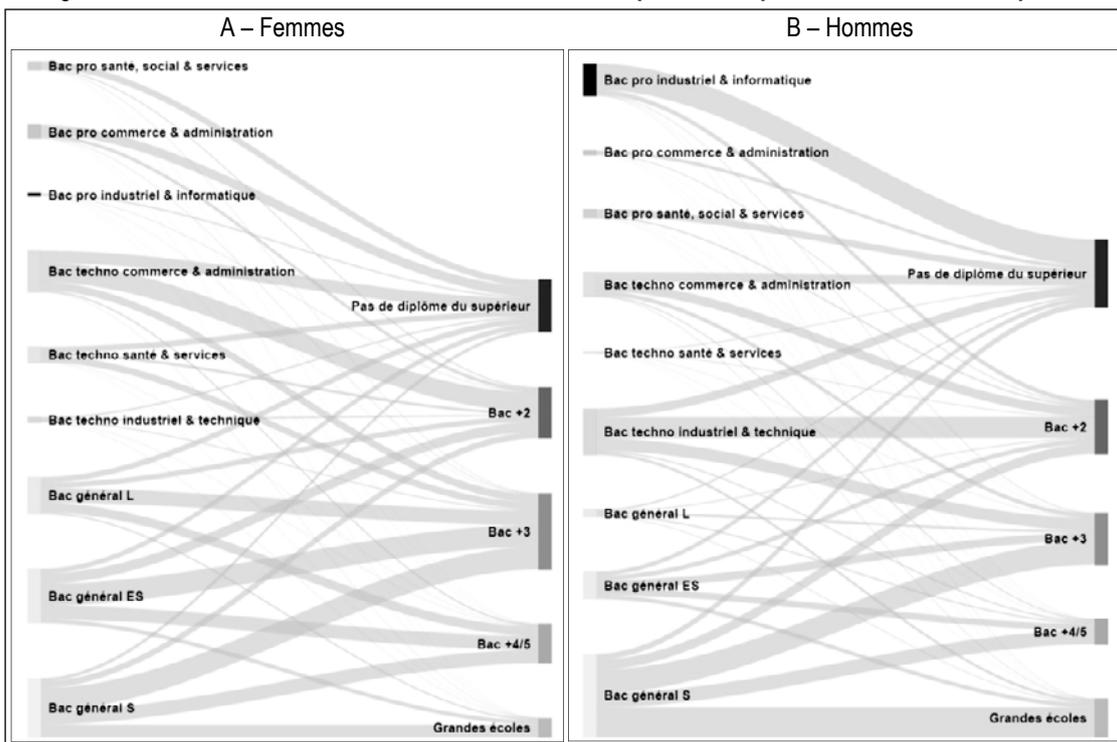
→

Tableau A1-1 – (suite)

Variables indépendantes		
Filière d'études pour le plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur (%)	Aucun diplôme	24.9
	Arts, littérature et langues	2.9
	Sciences humaines et sociales	3.6
	Droit et sciences politiques	2.3
	Commerce, administration et économie	8.9
	Sciences fondamentales et sciences de la vie	3.7
	Ingénierie et production	12.5
	Sport	0.7
	Santé et social	7.1
	Services	10.1
	Domaine d'étude non spécifié	23.3
Âge au premier emploi reporté dans EVA	Moyenne	25.0
	Écart-type	1.5
Nombre d'années depuis la sortie du système éducatif	Moyenne	2.4
	Écart-type	1.0
Année du premier emploi reporté dans EVA (%)	2005	1.1
	2006	5.2
	2007	10.2
	2008	15.4
	2009	33.7
	2010	18.7
	2011	9.1
	2012	6.7
Type d'employeur au premier emploi reporté (%)	Entreprise privée, association, artisan	74.9
	Entreprise publique	4.2
	Fonction publique d'État	12.7
	Fonction publique territoriale, hospitalière	8.2
Type de contrat au premier emploi reporté (%)	CDD, vacataire	25.0
	CDI, fonctionnaire	68.0
	Mission d'intérim	4.7
	Emploi aidé	1.6
	Stagiaire	0.4
	À son compte, aide familial	0.3
Temps de travail au premier emploi reporté (%)	Temps complet	89.3
	80 % ou plus	4.1
	De mi-temps à 80 %	5.3
	Moins d'un mi-temps	1.2
Nombre d'observations		5 090

Source : Panel 1995-EVA.

Figure A1-I – Effectifs dans les filières du baccalauréat et plus haut diplôme obtenu dans le supérieur



Source : Panel 1995-EVA.

RÉSULTATS COMPLETS DES RÉGRESSIONS LINÉAIRES

Tableau A2-1 – Probabilité d'occuper un emploi des catégories cadre, profession intellectuelle ou profession intermédiaire au début de la vie active

		Association totale	+ variables sociodémo.	+ performance en troisième	+ mention au baccalauréat	+ diplôme du supérieur	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5) sans contrôles	(5bis) + contrôles
Baccalauréat obtenu	Pro. industriel & informatique (réf.)						
	Pro. com. & adm.	-0.10*** (0.04)	-0.08** (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.09** (0.04)	-0.10*** (0.04)
	Pro. santé, social & services	-0.08** (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.07* (0.04)	-0.06* (0.04)	-0.07* (0.04)
	Techno. industriel & technique	0.37*** (0.03)	0.34*** (0.03)	0.31*** (0.03)	0.34*** (0.03)	0.14*** (0.03)	0.13*** (0.03)
	Techno. com. & adm.	0.09*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.07** (0.03)	0.10*** (0.03)	-0.05* (0.03)	-0.06** (0.03)
	Techno. santé & services	0.29*** (0.04)	0.29*** (0.04)	0.28*** (0.04)	0.31*** (0.04)	0.12*** (0.04)	0.10*** (0.04)
	Général L	0.32*** (0.03)	0.29*** (0.04)	0.25*** (0.04)	0.29*** (0.04)	0.01 (0.04)	-0.01 (0.04)
	Général ES	0.39*** (0.03)	0.35*** (0.03)	0.31*** (0.03)	0.36*** (0.03)	0.06* (0.03)	0.04 (0.03)
	Général S	0.55*** (0.03)	0.49*** (0.03)	0.42*** (0.03)	0.47*** (0.03)	0.15*** (0.03)	0.12*** (0.03)
Sexe	Homme (réf.)						
	Femme		-0.01 (0.01)	-0.03* (0.01)	-0.02 (0.01)	-0.03** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Niveau d'éducation des parents	Diplôme du supérieur (réf.)						
	Baccalauréat		-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.04** (0.02)
	CAP ou BEP		-0.11*** (0.02)	-0.11*** (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.02)
	Aucun diplôme, CEP ou BEPC		-0.15*** (0.02)	-0.15*** (0.02)	-0.14*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.09*** (0.02)
Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage	Cadres et professions intellectuelles (réf.)						
	Professions intermédiaires		0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.03 (0.02)
	Employés		-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.03 (0.02)	0.04* (0.02)
	Artisans et commerçants		0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.03)	0.03 (0.02)	0.04* (0.02)
	Agriculteurs		0.06* (0.04)	0.06 (0.04)	0.07** (0.04)	0.05 (0.03)	0.06** (0.03)
	Ouvriers		-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)
	Inactifs		-0.01 (0.08)	-0.00 (0.08)	-0.00 (0.08)	0.03 (0.07)	0.04 (0.07)
Tranche d'unité urbaine du collège en 6 ^{ème}	Moins de 20 000 habitants		-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)
	Entre 20 000 et 200 000 habitants (réf.)						
	Plus de 200 000 habitants sauf Paris		-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
Pays de naissance des parents	Agglomération parisienne		0.09*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)
	Au moins un parent né en France (réf.)						
	Deux parents nés à l'étranger		0.06** (0.03)	0.07** (0.03)	0.07** (0.03)	0.04 (0.03)	0.04 (0.03)
Note au contrôle continu en 3 ^{ème} (moyenne en français et en mathématiques /20)				0.02*** (0.00)	0.01* (0.00)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Mention obtenue au baccalauréat	Passable (réf.)						
	Assez bien				0.09*** (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)
	Bien ou très bien				0.16*** (0.02)	0.07*** (0.02)	0.06*** (0.02)
Plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur	Aucun diplôme (réf.)						
	Bac+2 (DEUG/BTS/DUT)					0.23*** (0.02)	0.19*** (0.02)
	Licence					0.47*** (0.02)	0.39*** (0.02)
	Bac+4 ou +5 à l'université					0.50*** (0.02)	0.41*** (0.03)
	Diplôme de grandes écoles					0.53*** (0.02)	0.44*** (0.03)
Âge au moment où l'emploi est reporté							-0.02 (0.02)
Nombre d'années depuis la sortie du système éducatif							-0.03*** (0.01)
Année du report de l'emploi	2005 (réf.)						
	2006						0.07 (0.05)
	2007						0.22*** (0.06)
	2008						0.27*** (0.07)
	2009						0.35*** (0.08)
	2010						0.35*** (0.09)
	2011						0.39*** (0.11)
	2012						0.46*** (0.13)
Constante		0.28*** (0.02)	0.38*** (0.03)	0.21*** (0.04)	0.25*** (0.04)	0.26*** (0.04)	0.64* (0.36)
Observations		5 090	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090
R ²		0.181	0.201	0.205	0.215	0.316	0.328

Note : erreurs types entre parenthèses.

Source : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

Tableau A2-2 – Salaire net mensuel (en logarithme) au début de la vie active

		Association totale	+ variables sociodémographiques	+ performance en troisième	+ mention au baccalauréat	+ diplôme du supérieur	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5) sans contrôles	(5bis) + contrôles
Baccalauréat obtenu	Pro. industriel & informatique (réf.)	-0.23*** (0.03)	-0.15*** (0.03)	-0.14*** (0.03)	-0.14*** (0.03)	-0.16*** (0.03)	-0.17*** (0.03)
	Pro. com. & adm	-0.13*** (0.03)	-0.08** (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.08** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.09*** (0.03)
	Pro. santé, social & services	0.08*** (0.03)	0.06** (0.03)	0.03 (0.03)	0.05** (0.03)	-0.05** (0.03)	-0.06** (0.03)
	Techno. industriel & technique	-0.11*** (0.02)	-0.06** (0.03)	-0.08*** (0.03)	-0.04 (0.02)	-0.12*** (0.02)	-0.13*** (0.02)
	Techno. com. & adm.	-0.06* (0.03)	0.02 (0.03)	0.01 (0.03)	0.04 (0.03)	-0.06* (0.03)	-0.07** (0.03)
	Techno. santé & services	-0.07*** (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.07** (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.17*** (0.03)	-0.18*** (0.03)
	Général L	0.06*** (0.02)	0.10*** (0.02)	0.04* (0.03)	0.10*** (0.03)	-0.06** (0.03)	-0.07*** (0.03)
	Général ES	0.24*** (0.02)	0.22*** (0.02)	0.14*** (0.03)	0.20*** (0.03)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)
	Général S						
Genre	Homme (réf.)						
	Femme		-0.11*** (0.01)	-0.12*** (0.01)	-0.12*** (0.01)	-0.11*** (0.01)	-0.11*** (0.01)
Niveau d'éducation des parents	Diplôme du supérieur (réf.)						
	Baccalauréat		-0.05*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.03* (0.01)	-0.03** (0.01)
	CAP ou BEP		-0.07*** (0.02)	-0.07*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.03* (0.01)	-0.03* (0.01)
	Aucun diplôme, CEP ou BEPC		-0.10*** (0.02)	-0.09*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.05*** (0.02)
Catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage	Cadres et professions intellectuelles (réf.)						
	Professions intermédiaires		-0.05*** (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.03** (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)
	Employés		-0.04* (0.02)	-0.04* (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)
	Artisans et commerçants		-0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
	Agriculteurs		-0.00 (0.03)	-0.01 (0.03)	0.00 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)
	Ouvriers		-0.04** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.01 (0.02)
	Inactifs		-0.14** (0.07)	-0.14** (0.07)	-0.14** (0.07)	-0.12* (0.06)	-0.11* (0.06)
Tranche d'unité urbaine du collège en 6 ^{ème}	Moins de 20 000 habitants		-0.02 (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.02* (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
	Entre 20 000 et 200 000 habitants (réf.)						
	Plus de 200 000 habitants sauf Paris		0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
	Agglomération parisienne		0.10*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.08*** (0.02)	0.08*** (0.02)
Pays de naissance des parents	Au moins un parent né en France (réf.)						
	Deux parents nés à l'étranger		0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.02 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)
Note au contrôle continu en 3 ^{ème} (moyenne en français et en mathématiques /20)				0.02*** (0.00)	0.01*** (0.00)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
Mention obtenue au baccalauréat	Passable (réf.)						
	Assez bien				0.10*** (0.01)	0.05*** (0.01)	0.05*** (0.01)
	Bien ou très bien				0.19*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.10*** (0.02)
Plus haut diplôme obtenu dans l'enseignement supérieur	Aucun diplôme (réf.)						
	Bac+2 (DEUG/BTS/DUT)					0.13*** (0.02)	0.10*** (0.02)
	Licence					0.22*** (0.02)	0.17*** (0.02)
	Bac+4 ou +5 à l'université					0.31*** (0.02)	0.25*** (0.02)
	Diplôme de grandes écoles					0.41*** (0.02)	0.36*** (0.02)
Âge au moment où l'emploi est reporté							-0.02 (0.01)
Nombre d'années depuis la sortie du système éducatif							-0.01* (0.01)
Année du report de l'emploi	2005 (réf.)						
	2006						0.10* (0.05)
	2007						0.17*** (0.06)
	2008						0.22*** (0.06)
	2009						0.28*** (0.08)
	2010						0.28*** (0.09)
	2011						0.29*** (0.10)
	2012						0.34*** (0.11)
Constante		7.19*** (0.02)	7.30*** (0.03)	7.10*** (0.04)	7.14*** (0.04)	7.15*** (0.04)	7.44*** (0.32)
Observations		4 781	4 781	4 781	4 781	4 781	4 781
R ²		0.137	0.181	0.190	0.212	0.276	0.283

Note : erreurs types entre parenthèses.

Source : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

Tableau A2-3 – Inégalités entre femmes et hommes dans l'accès aux emplois de cadre au début de la vie active et rôle de médiation du baccalauréat

	Association totale	+Performance en 3 ^{ème}	+Voie du baccalauréat	+Filière du baccalauréat	+Mention au baccalauréat	+Niveau de diplôme dans le supérieur
		(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Femme (<i>réf.</i> : Homme)	-0.07*** (0.01)	-0.11*** (0.01)	-0.12*** (0.01)	-0.10*** (0.01)	-0.09*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Observations	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090	5 090
R ²	0.117	0.197	0.213	0.231	0.262	0.436

Note : en contrôlant l'origine sociale, la tranche d'unité urbaine en 6^{ème} et le pays d'origine des parents. Erreurs types entre parenthèses.
Source : Panel 1995-EVA. Bacheliers ayant reporté un emploi dans l'enquête EVA.

Formes d'organisation du travail et mobilité quotidienne des actifs franciliens

Forms of Work Organisation and Daily Mobility of Workers in Île-de-France

Laurent Proulhac*

Résumé – L'article examine les effets des évolutions spatiales et temporelles récentes de formes d'organisation du travail sur la mobilité quotidienne des actifs de la région Île-de-France. À partir de deux éditions de l'Enquête Globale Transport (Île-de-France Mobilités-OMNIL-DRIEA), des catégories spatiales (« sédentaire », « nomade ») et temporelles (« standard », « décalée ») sont définies pour caractériser les formes d'organisation de travail. Les résultats montrent que celles-ci sont associées à des différences de mobilité quotidienne des actifs franciliens et d'usage des modes de transport. L'organisation nomade du travail les conduit à davantage se déplacer, à parcourir plus de distance, à consacrer plus de temps au transport et à recourir plus souvent à l'automobile. L'organisation décalée va avec un usage plus intense de l'automobile et une moindre mobilité pour les activités personnelles. Sur la période 2001-2010, les résultats suggèrent que le recul de l'usage de l'automobile concerne l'ensemble des actifs franciliens quelle que soit la forme d'organisation du travail.

Abstract – *This paper examines the effects of recent changes in the spatial and temporal forms of work organisation on the daily mobility of workers in Île-de-France. On the basis of the Transport Global Survey (Île-de-France Mobilités-OMNIL-DRIEA), spatial ("sedentary", "mobile") and temporal ("standard", "shifted") categories are defined to describe forms of work organisation. The results show that these are associated with differences in the daily mobility practices of workers in Île-de-France and their use of modes of transport. Mobile work organisation results in them travelling more and for greater distances, spending more time on transport and using automobiles more often. Shift work organisation is linked with more intensive use of automobiles and a lesser mobility for personal activities. Over the period 2001-2010, the results suggest that the decline in automobile use concerns all Île-de-France workers, regardless of the form of work organisation.*

Codes JEL / JEL Classification : R23

Mots-clés : mobilité quotidienne, actifs, travail, Île-de-France

Keywords: daily mobility, workers, work, Île-de-France

*Université Gustave Eiffel, École des Ponts ParisTech, Laboratoire Ville Mobilité Transport (LVMT) (laurent.proulhac@enpc.fr)

L'auteur remercie vivement deux rapporteurs anonymes pour leurs conseils et suggestions, ainsi que Caroline Gallez, Emre Korsu et Anne Aguiléra (Université Gustave Eiffel, LVMT) pour leur précieuse aide.

Reçu en juin 2020, accepté en mars 2021.

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux-mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

Citation: Proulhac, L. (2022). Forms of Work Organisation and Daily Mobility of Workers in Île-de-France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 530-31, 83–102. doi: 10.24187/ecostat.2022.530.2067

L'organisation de la production des biens et des services évolue ces dernières décennies sous l'effet de tendances de fond telles que la mondialisation et la tertiarisation de l'économie, la spécialisation et la relocalisation des établissements productifs, l'externalisation et la sous-traitance des activités, le développement de systèmes de transport rapides ou la diffusion des technologies de l'information et de la communication. Ces tendances contribuent à l'évolution des conditions d'emploi (développement du temps partiel, de l'emploi non salarié, de l'emploi précaire, etc.) et à l'émergence de nouvelles organisations du travail (croissance du travail le week-end, de la semaine de quatre jours, etc.). La transformation de l'organisation du temps de travail se traduit par une diversification des durées et des horaires de travail des salariés. La temporalité de la journée de travail devient plus irrégulière et fractionnée, avec des horaires flexibles, décalés et extensifs (Bué *et al.*, 2002 ; Chenu, 2002 ; Lesnard, 2006 ; Algava & Vinck, 2015). À ces évolutions temporelles s'ajoutent celles des lieux d'exercice de l'activité professionnelle. Le lieu de travail est ainsi de plus en plus éloigné du lieu de résidence, en relation avec l'étalement urbain et la spécialisation fonctionnelle des espaces (Massot & Roy, 2004). Il devient aussi plus variable et multiple, dans le cadre d'une réunion, de la visite à un client ou à un patient, d'un repas d'affaire, d'une conférence, du télétravail, etc. (Crague, 2003 ; 2005 ; Boboc *et al.*, 2006). Au-delà de la seule sphère du travail, ces transformations temporelles et spatiales influent sur l'organisation de la vie quotidienne des salariés. Elles rendent en particulier plus complexe l'articulation entre la vie professionnelle et personnelle (Chenu & Herpin, 2002 ; Tremblay, 2003 ; Belton & de Coninck, 2007).

Dans ce contexte, la mobilité quotidienne, entendue comme l'ensemble des déplacements locaux¹ effectués par les individus un jour ouvrable moyen de semaine en vue d'effectuer des activités habituelles selon différentes temporalités et dans différents lieux, joue un rôle de plus en plus structurant dans l'organisation de la vie quotidienne des actifs (Massot & Orfeuil, 2005 ; Gallez & Kaufmann, 2009). Elle conditionne l'ajustement dans l'espace et dans le temps de leurs activités professionnelles et personnelles. Sous l'effet des nouvelles formes organisationnelles du travail, de la dispersion des espaces d'activités et de l'évolution des modes de vie, la mobilité quotidienne des actifs évolue depuis plusieurs décennies. Les données

d'enquêtes montrent une réduction de la part des déplacements domicile-travail même si ces derniers continuent d'être dominants. La réduction du temps de travail, la disparition progressive du retour au domicile pendant la pause méridienne, la croissance de lieux variables de travail et le développement des activités personnelles expliquent la diminution des déplacements vers le lieu de travail fixe (Aguiléra *et al.*, 2010 ; Hubert *et al.*, 2013). Ces tendances conduisent à la complexification et à l'individualisation des pratiques de mobilité des actifs. Par ailleurs, ils se déplacent de plus en plus loin de leur lieu de résidence. La démocratisation de l'automobile et le développement des réseaux de transport ont contribué depuis plusieurs décennies à la mise à distance des lieux de résidence et de travail, et à l'élargissement des bassins de vie des actifs (Orfeuil, 2000). En Île-de-France, la distance entre le domicile et le lieu de travail est passée de 6.8 km en moyenne dans les années 1970 à 10.6 km dans les années 2010, et la distance parcourue chaque jour par les actifs de 18.8 km à 24.4 km². Aussi la vitesse moyenne de déplacement des actifs s'accroît-elle du fait de changements dans l'usage des modes de transport. Les actifs d'Île-de-France utilisent plus la voiture que dans les années 1970, ils effectuent en moyenne 1.88 déplacement par jour contre 1.64 dans les années 1970, malgré une baisse sur la période récente. Ils utilisent aussi davantage les transports publics, au moins en valeur absolue, avec 0.90 déplacement en moyenne contre 0.85 dans les années 1970 (Courel, 2008 ; Grimal, 2012 ; Courel & Bouleau, 2013 ; Calvier & Jacquesson, 2015).

Dans l'abondante littérature sur la mobilité quotidienne des actifs, rares sont les travaux qui se sont penchés sur les effets des formes d'organisation du travail. La mobilité est en effet le plus souvent appréhendée à partir des navettes domicile-travail issues du recensement. Si ces données sont utiles pour leur comparabilité dans le temps (Commenges & Fen-Chong, 2017), les navettes n'appréhendent toutefois que des pratiques régulières, et ne rendent pas compte des effets de la dispersion spatio-temporelle du travail sur la mobilité des actifs. À partir de l'enquête nationale transports de 1993-94, Gallez *et al.* (1997) concluent pourtant que le type d'emploi (CDI à temps complet ou partiel,

1. Appréhendée à partir d'enquêtes à l'échelle d'agglomérations élargies ou de régions urbaines, elle se limite aux déplacements dans un rayon de 80 km autour du domicile. Cette limitation exclut certains déplacements, pourtant quotidiens, à longue distance.

2. Calculs de l'auteur sur la base de l'Enquête Globale Transport de 1976 (DREIF) et de 2010 (IDFM-DRIEA).

CDD, apprentissage et intérim) conditionne largement la mobilité des actifs. En s'appuyant sur les données de l'Enquête Globale Transport de 1983, 1991 et 2001, Aguiléra *et al.* (2010) montrent que les actifs franciliens sont de plus en plus nombreux à travailler exclusivement sur un lieu fixe et que leur mobilité liée au travail est moindre que celle des actifs travaillant sur des lieux variables. Lejoux & Pochet (2019) construisent quant à eux des catégories d'actifs à mobilité atypique à partir de l'enquête transport régionale Rhône-Alpes de 2015, parmi lesquelles les actifs sans lieu de travail fixe, les actifs arrivant au travail avant 7h00 et ceux terminant le travail après 20h00. Les auteurs expliquent l'effet contrasté de ces situations sur leur mobilité en termes de déplacements, de distances, de durées et de recours à l'automobile.

Dans le prolongement de ces travaux, cet article s'intéresse à la mobilité quotidienne des actifs d'Île-de-France selon différentes formes d'organisation du travail. Il fait l'hypothèse que les contraintes spatiales et temporelles du travail affectent de manière différenciée leurs pratiques de mobilité.

La suite de l'article s'organise en quatre sections : la première présente les données, l'échantillon et les choix méthodologiques. La deuxième expose les formes d'organisation du travail, les caractéristiques des actifs qui leur sont associés et leur évolution. La troisième section examine les effets des formes d'organisation du travail sur le nombre de déplacements, leur distance et leur durée, et la quatrième aborde l'usage des modes de transport. La conclusion précise les limites et évoque des pistes ultérieures de recherche.

1. Données et méthodes

1.1. L'Enquête Globale Transport et la mesure des déplacements

L'analyse quantitative exploite l'Enquête Globale Transport de 2001 et 2010, la première menée par la Direction régionale de l'équipement d'Île-de-France (DREIF), la seconde par Île-de-France Mobilités (IDFM) et la Direction régionale et interdépartementale de l'équipement et de l'aménagement (DRIEA). Ces dispositifs permettent de suivre l'évolution des pratiques de déplacements locaux des Franciliens en vue de définir la politique de mobilité et de transport. En 2010, l'échantillon se compose de 14 885 ménages de la région, soit 32 241 individus de 5 ans et plus réalisant 124 262 déplacements. Un redressement corrige l'échantillon pour qu'il soit représentatif des ménages. La fiche ménage du questionnaire

recueille des informations comme la commune de résidence, le type de logement, le revenu, et la motorisation. La fiche individu renseigne le sexe, l'âge, l'occupation principale, la catégorie socioprofessionnelle, la commune de travail et la possession du permis de conduire des individus du ménage. Enfin, la fiche déplacement précise l'origine, la destination, le mode de transport, le motif, la durée et la distance de chacun des déplacements, un jour ouvrable de semaine, des individus.

À partir de ces données, l'analyse repose sur quatre indicateurs : (i) le nombre de déplacements par actif, (ii) le budget distance³, (iii) le budget temps de transport et (iv) le partage entre les modes de transport (Massot & Orfeuil, 2005). Chaque indicateur est construit autour du concept de déplacement qui est défini comme un mouvement entre une origine et une destination et caractérisé par un ou plusieurs modes de transport, pour un unique motif (Commenges, 2015).

À partir des informations de la fiche déplacement, il est possible de connaître les lieux de travail sur lesquels se rendent les actifs. Les motifs des déplacements professionnels distinguent le lieu de travail fixe et habituel déclaré, où se rendent au moins trois fois par semaine les actifs, et les lieux de travail variables et secondaires⁴ (Certu, 2013). Dans la suite, la définition du lieu de travail s'appuie sur les déplacements de l'enquêté le jour observé et non pas sur le lieu déclaré *a priori*, souvent localisé à l'adresse de l'établissement de l'employeur (Crague, 2003 ; Commenges & Fen-Chong, 2017).

Pour les actifs dont le travail les amène à des tournées professionnelles ou à la visite de patients par exemple, seul un lieu de travail est retenu, celui qui est le plus éloigné de l'origine. D'autre part, les déplacements qui sont inhérents à l'activité (chauffeur de bus, livreur, etc.) ne sont pas renseignés dans la mesure où le transport, et la succession d'arrêts, relèvent précisément de l'activité.

Pour étudier les évolutions, les modalités des déplacements pour motif professionnel de l'enquête de 2001 ont dû être recodées. En effet, en 2001, les actifs ayant plusieurs lieux de travail en déclaraient un comme fixe dans la

3. Le calcul des distances repose sur un carroyage de 100 mètres de côté en 2010 et de 300 mètres en 2001. Une distance à vol d'oiseau (portée) est mesurée pour chaque déplacement à partir des carreaux d'origine et de destination (Courel, 2008).

4. L'enquête de 2010 distingue trois motifs de déplacements liés au travail sur un lieu variable : le travail sur un autre lieu, les affaires professionnelles hors lieu de travail habituel (rendez-vous professionnel, réunion, etc.) et la tournée professionnelle.

fiche individu, alors qu'en 2010 ils ne déclaraient qu'un lieu variable de travail. De ce fait, la fiche déplacements professionnels comportait en 2001 deux motifs (déplacement vers un lieu variable de travail et déplacement vers un lieu fixe) alors qu'elle n'en comporte qu'un (déplacement vers un lieu variable) en 2010. La correction des motifs de déplacements professionnels de l'enquête 2001 consiste, pour les actifs déclarant plusieurs lieux de travail, à recoder les déplacements vers le lieu fixe de travail comme des déplacements vers un lieu variable de travail.

1.2. Quatre formes d'organisation du travail

L'analyse est restreinte aux seuls actifs ayant travaillé le jour enquêté et ayant effectué au moins un déplacement lié au travail. On écarte les actifs qui travaillent habituellement à leur domicile (5 %) ainsi que ceux qui ont télétravaillé chez eux le jour enquêté. Par ailleurs, les actifs s'étant déplacés hors de l'Île-de-France (2 %) ne peuvent pas être pris en compte, car les distances et durées de ces déplacements ne sont pas renseignées. En 2010, 82 % des actifs exerçant leur travail hors domicile travaillent un jour de semaine, contre 86 % en 2001. Ils représentent 12 105 enquêtés en 2010, soit 3.9 millions d'actifs franciliens parmi les 5.1 millions recensés, et 8 789 enquêtés en 2001.

Les pratiques effectives de mobilité permettent d'identifier l'organisation spatiale et temporelle du travail des actifs un jour ouvrable. Comme proposé par Crague (2003), la dimension spatiale du travail est construite à partir des motifs des déplacements professionnels. Deux formes d'organisation spatiale du travail sont distinguées. D'une part, une organisation « sédentaire » du travail qui correspond à un travail exercé exclusivement sur un lieu fixe, dès lors que tous les déplacements professionnels ont comme motif « travail fixe et habituel ». D'autre part, une organisation « nomade » du travail quand le travail est exercé sur au moins un lieu de travail variable, dès lors que les déplacements professionnels comptent au moins un motif « travail variable ». De la même manière, la dimension temporelle du travail basée sur les horaires des déplacements professionnels permet de distinguer deux formes d'organisation du travail. D'une part, une organisation temporelle « standard » dès lors que les heures d'arrivée sur le lieu de travail (marquant le début du travail) sont comprises entre 7h00 et 20h00, et que les heures de départ (indiquant la fin du travail) sont aussi incluses dans cette tranche horaire⁵. Cette organisation temporelle constitue

la norme habituelle d'exercice du travail. Elle est conforme à une journée ordinaire de travail, d'une durée d'environ 8 heures et organisée autour de la mi-journée (Lesnard, 2006 ; Bué *et al.*, 2009 ; Sautory & Zilloniz, 2015). D'autre part, le travail réalisé entre 20h00 et 7h00, même en partie seulement, qualifie une organisation temporelle « décalée ». Elle repose sur l'existence d'au moins un déplacement professionnel pour lequel l'heure d'arrivée au travail ou de départ du travail est comprise entre 20h00 et 7h00. Cette organisation relève d'horaires décalés et inclut le travail de nuit (23h00-5h00 selon le code du travail), du matin et de soirée.

Sur cette base, une catégorisation de quatre formes d'organisation du travail est mise en œuvre : (i) « sédentaire et standard », *sédent_s* dans la suite, qui correspond à la forme la plus traditionnelle du travail, (ii) « sédentaire et décalée », *sédent_d*, (iii) « nomade et standard », *nomad_s* et (iv) « nomade et décalée⁶ », *nomad_d*. Notons que cette catégorisation repose sur l'observation d'un jour de semaine qui ne saisit pas la variation de l'organisation du travail d'un jour sur l'autre (Commenges, 2015).

2. L'évolution des formes d'organisation du travail des actifs franciliens

2.1. L'organisation traditionnelle du travail toujours dominante mais en recul

La forme d'organisation sédentaire du travail domine : elle concerne 73 % des actifs franciliens (tableau 1). À l'opposé, ils sont 27 % à avoir travaillé sur au moins un lieu variable (18 % à y avoir travaillé sans s'être rendu sur le lieu fixe). Entre 2001 et 2010, l'organisation spatiale du travail a évolué : la forme sédentaire recule (-4 % d'actifs) tandis que la forme nomade augmente (+36 % d'actifs). L'essor de celle-ci peut également être saisi en calculant le nombre moyen par actif de lieux variables de travail : 0.40 en 2010 contre 0.32 en 2001. Ces lieux variables représentent 33 % de l'ensemble de leurs lieux de travail journalier contre 27 % en 2001. La littérature suggère que la multiplicité des lieux de travail, observée dès les années 1980 et 1990 par Crague (2003 ; 2005) et Boboc *et al.* (2006), s'explique par

5. Néanmoins, le début du déplacement pour se rendre au travail peut ne pas être dans la tranche, tout comme la fin du déplacement. Par exemple, l'organisation temporelle d'un actif quittant son domicile à 6h45 et arrivant au travail à 7h30, puis quittant son travail à 19h30 pour rentrer à son domicile à 20h15 est considérée comme standard.

6. Les dimensions spatiale et temporelle ne sont pas forcément simultanées. Par exemple, le travail sur un lieu variable peut s'exercer en journée et le travail entre 20h00 et 7h00 sur le lieu fixe.

des changements de logiques organisationnelles et productives des entreprises nécessitant de plus en plus de contacts, des modifications des conditions d'emploi – dont la montée du nombre d'actifs à temps partiel involontaire avec plusieurs emplois et d'actifs indépendants – et la diffusion des outils de travail à distance (Aguiléra *et al.*, 2007 ; Bouleau & Leroi, 2016).

Une majorité d'actifs d'Île-de-France (82 %) exercent leur travail dans une forme d'organisation temporelle standard. Sur la période 2001-2010, la concentration du travail dans la tranche horaire 7h00-20h00 se renforce (tableau 2). Alors que les horaires de travail sont très liés à la catégorie socioprofessionnelle (Chenu, 2002), la réduction de l'organisation décalée du travail sur la période concerne surtout les artisans, les commerçants et les chefs d'entreprise (27 % d'entre eux en 2010 contre

33 % en 2001), les cadres (14 % contre 19 %) et les employés (20 % contre 23 %). En revanche, la part d'ouvriers en organisation décalée est stable (34 %).

La journée de travail des actifs franciliens débute en moyenne à 9h10. Pour la moitié d'entre eux, elle commence avant 8h45, pour 8 % d'entre eux avant 7h00 et pour 1 % après 20h00. Entre 2001 et 2010, l'heure moyenne d'arrivée au travail est retardée de 10 minutes. Les actifs étaient plus nombreux en 2001 à commencer le travail plus tôt : 50 % des actifs avant 8h40 et 9 % avant 7h00. Mais le retardement du début de l'activité professionnelle ne signifie pas un étalement de l'heure d'arrivée au travail. Par exemple, les horaires de début du travail des cadres d'Île-de-France sont de plus en plus synchronisés entre 9h00 et 9h30 malgré une plus grande flexibilité dans leurs choix d'horaires (Munch, 2017). Aussi, l'heure de départ du

Tableau 1 – Évolution de l'organisation spatiale du travail (2001-2010)

	2001	2010
Répartition des formes d'organisation spatiale du travail (%)		
Sédentaire	79	73
Nomade	21	27
Nombre de lieux différents de travail (moyenne et IC) ⁽¹⁾		
Nombre total de lieux de travail	1.19 [1.17 ; 1.20]	1.22 [1.21 ; 1.23]
Nombre de lieux variables de travail	0.32 [0.31 ; 0.34]	0.40 [0.39 ; 0.42]
Déplacements domicile-travail fixe		
Distance moyenne (médiane) en km	10.3 (7.2)	10.9 (7.7)
Durée moyenne (médiane) en minutes	37 (30)	43 (35)
Déplacements domicile-travail variable ⁽²⁾		
Distance moyenne (médiane) en km	10.9 (7.6)	12.2 (8.1)
Durée moyenne (médiane) en minutes	41 (30)	48 (40)

⁽¹⁾ Le nombre de lieux de travail est défini avec le carroyage : chaque carreau où s'exerce une activité professionnelle est considéré comme un lieu de travail. Les bornes inférieure et supérieure de l'intervalle de confiance [IC] sont données à 95 %.

⁽²⁾ La distance est calculée à partir des coordonnées des carreaux de résidence et de travail variable.

Sources et champ : Enquête Globale Transport 2001 (DREIF) et 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

Tableau 2 – Évolution de l'organisation temporelle du travail (2001-2010)

	2001	2010
Répartition des formes d'organisation temporelle du travail (%)		
Standard	78	82
Décalée	22	18
Répartition des actifs selon les heures et les temps de travail (%)		
Au travail avant 7h00	9	8
Au travail après 20h00	13	9
Temps de travail supérieur à 10 heures	19	14
Temps de travail inférieur à 4 heures	6	8
Horaire de travail moyen (et médian)		
Horaire d'arrivée au travail	9h00 (8h40)	9h10 (8h45)
Horaire de départ du travail	17h20 (17h45)	17h30 (17h35)
Temps de travail moyen (et médian)		
Temps de travail (heures)	8h15 (8h35)	8h00 (8h20)
Temps de travail sur le lieu fixe (heures)	7h00 (8h15)	6h30 (7h55)
Temps de travail sur lieux variables (heures)	1h15 (0h00)	1h30 (0h00)

Note : le découpage de la journée entre 4h00 du matin et 4h00 du soir conduit à légèrement sous-estimer la durée de travail des actifs.

Sources et champ : Enquête Globale Transport 2001 (DREIF) et 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

travail est retardée en moyenne de 10 minutes, à 17h30, de sorte que l'amplitude horaire de la journée de travail est stable. Pour autant, l'arrêt plus tardif n'est pas synonyme d'une fréquence plus élevée du travail en soirée ou de nuit – seuls 9 % des actifs franciliens terminent leur activité après 20h00 en 2010 contre 13 % en 2001 – mais témoigne là encore d'une plus forte concentration de la fin de la journée de travail : 25 % des actifs terminent entre 17h30 et 18h29 en 2010 contre 23 % en 2001.

La durée moyenne journalière de travail des actifs d'Île-de-France est de 8 heures ; 14 % d'entre eux ont une longue journée de travail (supérieure à 10 heures) et 8 % une journée courte (inférieure à 4 heures). Sur la période, la diminution des journées longues de travail et la croissance des journées courtes ont conduit à une baisse de 15 minutes du temps moyen de travail. Les actifs franciliens passent moins de temps (30 minutes) sur le lieu fixe de travail – 81 % du temps d'activité en 2010 contre 85 % en 2001 – et plus de temps (15 minutes) sur des lieux variables. Cette baisse du temps de travail est conforme à celle observée dans les travaux basés sur les enquêtes Emploi du temps, où elle est expliquée par les lois de réduction du temps de travail de 2002 et le développement du temps partiel (Chenu & Herpin, 2002 ; Brousse, 2015).

L'organisation *sédent_s* (sédentaire et standard) du travail représente la journée de six actifs franciliens sur dix tandis que l'organisation *nomad_d* (nomade et décalée) celle de seulement un actif sur vingt (tableau 3). L'évolution de 2001 à 2010 se caractérise par l'essor du travail *nomad_s* (nomade et standard), qui représente plus d'une journée de travail sur cinq en 2010, le déclin du travail *sédent_d* (sédentaire et décalé) et le recul de la forme *sédent_s*.

Parallèlement, la restructuration spatiale liée à l'étalement urbain et à la spécialisation fonctionnelle des espaces a accru la distance des actifs aux lieux de travail. En 2010, les actifs résidant et travaillant en Île-de-France accomplissent

en moyenne 10.9 km pour se rendre sur leur lieu fixe de travail, contre 10.3 km en 2001, et 12.2 km pour aller sur les lieux variables, contre 10.9 km en 2001. Les lieux variables de travail sont plus distants du lieu de résidence que le lieu fixe. Le différentiel de distance témoigne sans doute de la prise en compte par les actifs de la distance à leur travail fixe dans leur choix de localisation résidentielle – en plus des aménités urbaines, du voisinage ou du rapport prix/surface du logement – que n'autorise pas la multitude des lieux variables de travail (Baccaïni, 1996 ; Massot & Roy, 2004). Il exprime peut-être également une plus forte contrainte dans le choix de localisation de certains actifs travaillant sur des lieux variables eu égard à leurs caractéristiques socioéconomiques. L'éloignement spatial aux lieux de travail s'accompagne d'un éloignement temporel. Les actifs franciliens mettent en moyenne 43 minutes pour aller de leur domicile à leur lieu fixe de travail en 2010 contre 37 minutes en 2001, et 48 minutes pour rejoindre leurs lieux variables de travail, contre 41 minutes en 2001.

2.2. Des formes d'organisation du travail différenciées selon les catégories socioprofessionnelles

La forme d'organisation du travail est significativement corrélée à la catégorie socio-professionnelle (tableau 4). Plus précisément, le statut professionnel est essentiel : les indépendants ont toujours une forte propension à exercer selon une forme atypique d'organisation de travail. D'une part, le travail en dehors de leur lieu fixe est fréquent chez les chefs d'entreprise et chez les artisans, et à un moindre degré du fait d'un ancrage au magasin ou à la boutique, chez les commerçants (Crague, 2003). D'autre part, leur travail s'exerce souvent en horaires extensifs, en matinée et en soirée (Lesnard, 2006).

Par ailleurs, une opposition hiérarchique entre les catégories socioprofessionnelles se dégage. Les moins qualifiés, comme les ouvriers et les personnels des services directs aux particuliers, sont plus nombreux à exercer leur travail selon

Tableau 3 – Distribution des formes d'organisation du travail

	2001		2010		Variation des effectifs (%)
	Effectifs en milliers	%	Effectifs en milliers	%	
Sédentaire et standard	2 336	63	2 310	60	-1
Sédentaire et décalée	612	16	508	13	-17
Nomade et standard	572	15	854	22	+49
Nomade et décalée	213	6	211	5	-1
Ensemble	3 734	100	3 883	100	+4

Sources et champ : Enquête Globale Transport 2001 (DREIF) et 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

Tableau 4 – Effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'exercer une forme d'organisation du travail (Référence : Sédentaire et standard, N=7 365)

	Part (%)	Sédentaire et décalée (N=1 588)		Nomade et standard (N=2 532)		Nomade et décalée (N=620)	
		Coef.	Odds ratio	Coef.	Odds ratio	Coef.	Odds ratio
Catégorie socioprofessionnelle							
<i>Cadres d'entreprise, ingénieurs</i>	17.6	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Artisans	1.5	1.3802***	4.0	2.2219***	9.2	2.4750***	11.9
Commerçants	1.4	0.9752***	2.6	1.0110***	2.7	1.2169***	3.4
Chefs d'entreprise	0.8	0.3653	1.4	1.3674***	3.9	1.7177***	5.6
Professions libérales	1.4	1.5806***	4.9	1.4115***	4.1	1.5968***	4.9
Cadres fonction publique	10.8	0.2206	1.2	0.4795***	1.6	0.5204***	1.7
Prof. intermédiaires fonction publique	10.8	0.2658**	1.3	0.3376***	1.4	-0.0616	0.9
Employés fonction publique	10.0	1.0892***	3.0	-0.2541**	0.8	0.2589	1.3
Prof. intermédiaires des entreprises	10.6	0.1357	1.1	-0.0853	0.9	-0.4765**	0.6
Techniciens	4.5	-0.1822	0.8	0.1354	1.1	-0.7922***	0.5
Contremaîtres, agents de maîtrise	1.7	1.0406***	2.8	0.5257***	1.7	0.4494	1.6
Employés administratifs d'entreprise	8.1	-0.1556	0.9	-0.6210***	0.5	-1.4782***	0.2
Employés de commerce	2.5	1.6608***	5.3	-1.2969***	0.3	0.0503	1.1
Pers. services directs aux particuliers	3.7	1.4927***	4.4	1.2133***	3.4	0.7443	2.1
Ouvriers qualifiés, chauffeurs	10.2	1.2536***	3.5	0.7726***	2.2	0.9489***	2.6
Ouvriers non qualifiés et agricoles	4.4	1.4947***	4.5	0.3382**	1.4	1.2860***	3.6
Sexe							
<i>Homme</i>	53.8	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Femme	46.2	-0.6565***	0.5	-0.5869***	0.6	-1.0166***	0.4
Temps de travail							
<i>Complet</i>	91.3	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Partiel	8.7	-0.1302	0.9	0.4255***	1.5	0.3023*	1.4
Statut d'occupation du logement							
<i>Propriétaire, accédant</i>	51.7	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Locataire	45.5	0.0850	1.1	0.2366***	1.3	-0.0094	1.0
Logé gratuitement	2.8	0.0693	1.1	0.4903***	1.6	-0.2978	0.7
Niveau d'études							
<i>Supérieures</i>	59.5	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Primaires	3.0	0.8078***	2.2	0.3978***	1.5	0.4879**	1.5
Secondaires	37.5	0.2875***	1.3	-0.0011	1.0	0.1705	1.2
Nombre de personnes du ménage							
<i>Deux personnes et plus</i>	81.0	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Personne seule	19.0	0.2056***	1.2	-0.1350**	0.9	0.1122	1.1
Âge							
<i>De 30 à 44 ans</i>	45.7	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Moins de 30 ans	15.2	0.1401*	1.2	-0.0852	0.9	-0.1019	0.9
De 45 à 59 ans	35.0	-0.0324	1.0	0.0693	1.1	-0.1055	0.9
60 ans et plus	4.1	0.0943	1.1	0.3449***	1.4	0.4419**	1.6
Lieu de résidence^a							
<i>Pôle urbain hors Paris</i>	69.1	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Paris	20.1	0.0575	1.1	0.1947***	1.2	0.2743	1.3
Périurbain	10.8	-0.0910	0.9	0.0323	1.0	-0.0224	1.0
Pseudo R ² de McFadden				0.080			
N				12 105			

^(a) Trois catégories de résidence issues du zonage en aires urbaines de l'Insee de 2010 (Floch & Levy, 2011) sont définies : Paris, le pôle urbain hors Paris et le périurbain. L'aire urbaine de Paris étant plus vaste que la région, les périurbains sont sous-représentés.

Note : les résultats proviennent d'une régression logistique multinomiale. Les variables explicatives sont l'âge, le sexe, la catégorie socio-professionnelle, le temps de travail, le diplôme, le lieu de résidence, le revenu par unité de consommation du ménage, le nombre d'actifs occupés, le nombre de personnes, le nombre d'enfants en bas âge et le statut d'occupation du logement. Le tableau indique le coefficient et les odds ratio de chaque modalité des variables les plus significatives. Les variables sélectionnées sont classées par ordre décroissant de significativité (procédure *stepwise*). Significativité : * seuil de 10 % ; ** seuil de 5 % ; *** seuil de 1 %.

Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

une forme atypique d'organisation. Ces résultats rejoignent ceux de la littérature (Chenu, 2002 ; Crague, 2003 ; 2005 ; Lesnard, 2006 ; Boulin & Lesnard, 2018). Ainsi, Chenu (2002) observe que le travail en horaires décalés concerne surtout les ouvriers de l'industrie, de la maintenance, du magasinage et du transport, et parmi les personnels des services directs aux particuliers, les assistantes maternelles, les agents de nettoyage et les salariés de la restauration.

Malgré tout, d'autres catégories socioprofessionnelles exercent aussi régulièrement leur travail selon des formes atypiques d'organisation. Ainsi, le travail des contremaîtres s'effectue souvent de façon sédentaire et décalée, et nomade et standard, en lien avec leur fonction d'encadrement sur site. De même, l'organisation *sédent_d* est fréquente chez les employés de commerce et les employés de la fonction publique du fait de la demande des clients, des patients et des administrés (Chenu, 2002 ; Daniel, 2014 ; Sautory & Zilloniz, 2015). Par ailleurs, comme l'ont déjà noté Crague (2003) et Boboc *et al.* (2006), être cadre ou exercer une profession intermédiaire va plutôt, surtout dans la fonction publique, avec une organisation nomade du travail, mais toutefois pas autant que chez les chefs d'entreprise et les professions libérales. Deux explications peuvent être avancées. D'une part, les cadres cherchent parfois à réduire leurs déplacements professionnels locaux – de plus en plus souvent perçus négativement – par l'usage des TIC et en les déléguant à d'autres salariés (Aguiléra *et al.*, 2007). D'autre part, une partie de leur travail s'exerce au-delà de l'échelle locale, relevant de déplacements à longue distance, plus valorisés, qui concernent moins les chefs d'entreprise et les professions libérales (Aguiléra & Proulhac, 2015).

Depuis 2001, la croissance de l'organisation *nomad_s* en Île-de-France concerne davantage les artisans, les commerçants et les chefs d'entreprise, les ouvriers, et les cadres et les professions intermédiaires de la fonction publique⁷. La baisse d'une organisation *nomad_d* concerne quant à elle toutes les catégories socioprofessionnelles, à l'exception des artisans, des commerçants, des chefs d'entreprises et des ouvriers. Il en est de même pour l'organisation *sédent_d*. Enfin, la part de l'organisation *sédent_s* est stable chez les cadres, diminue légèrement chez les professions intermédiaires et chez les employés, et plus fortement chez les ouvriers et chez les artisans, les commerçants et les chefs d'entreprise. Ces évolutions contrastées renforcent les oppositions entre les catégories exerçant essentiellement selon une organisation traditionnelle, en particulier les professions intermédiaires et les employés des entreprises, et celles exerçant plus souvent selon une organisation atypique (Lesnard, 2006).

3. Les déplacements professionnels et personnels des actifs franciliens sont liés à la forme d'organisation du travail

3.1. Des écarts de mobilité entre les formes d'organisation du travail

Un jour travaillé, la mobilité quotidienne des actifs franciliens s'élève, en moyenne, à 4.25 déplacements, 28.1 km et 123 minutes (tableau 5). Les déplacements professionnels représentent 36 % des déplacements, 47 %

7. La nomenclature de 2001 n'autorise la comparaison des catégories socioprofessionnelles qu'en 8 postes, mais permet cependant la distinction des secteurs privé et public.

Tableau 5 – Mobilité quotidienne par motif selon la forme d'organisation du travail en 2010

	Sédentaire et standard	Sédentaire et décalée	Nomade et standard	Nomade et décalée	Ensemble
Déplacements (nombre/jour)	3.99	3.63	5.15	4.89	4.25
Retour au domicile	1.40	1.46	1.56	1.49	1.45
Travail	1.30	1.19	2.23	2.44	1.55
Personnel	1.29	0.98	1.36	0.96	1.25
Distance (kilomètres/jour)	25.6	24.1	34.2	40.1	28.1
Retour au domicile	10.0	10.6	11.2	13.6	10.5
Travail	11.1	10.4	17.9	22.5	13.2
Personnel	4.5	3.1	5.1	4.0	4.4
Durée (minutes/jour)	112	94	159	163	123
Retour au domicile	43	41	51	50	45
Travail	45	37	81	95	55
Personnel	24	16	27	18	23

Note : voir le tableau A1-1 en annexe 1 pour la significativité des tests de Student de comparaison des moyennes.
Sources et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

des distances parcourues et 45 % du temps de transport. Depuis 2001, leur part dans la mobilité régresse, sauf en distance, alors même que leur nombre progresse (de 1.48 à 1.55 déplacement, de 12.7 km à 13.2 km et de 48 à 55 minutes) en lien avec la croissance des déplacements sur des lieux variables (de 0.38 à 0.47 déplacement, de 3.2 à 4.0 km et de 13 à 18 minutes).

De fait, si les déplacements professionnels relèvent toujours d'abord du travail sur un lieu fixe, ils s'expliquent cependant de plus en plus par le travail sur des lieux variables qui contribue à 30 % des déplacements professionnels en 2010, contre 26 % en 2001, soit 30 % des distances parcourues pour motif professionnel en 2010 contre 25 % en 2001 et 33 % du temps consacré aux déplacements professionnels contre 27 % en 2001. Cette évolution s'explique par la multiplicité des lieux de travail et aussi, comme le montrent Hubert *et al.* (2013), par la croissance de la part des journées continues sans retour au domicile à la pause déjeuner. Aussi, les déplacements professionnels, et en particulier ceux associés au travail sur un lieu variable, s'inscrivent essentiellement en horaires standards⁸ – plus de neuf déplacements sur dix s'opèrent entre 7h00 et 20h00. Depuis 2001, ces déplacements en horaires standards se renforcent du fait de la diminution de la part des actifs travaillant en horaires décalés.

Les déplacements professionnels des actifs d'Île-de-France varient selon la forme d'organisation du travail. Les différences reflètent le surcroît de mobilité lié à l'organisation nomade du travail. En effet, la mobilité professionnelle de la forme *nomad_d* est plus de deux fois supérieure à celle de la forme *sédent_d*, aussi bien en distance qu'en durée. Dans cette dernière catégorie, l'activité professionnelle s'exerce plus souvent en continu, sans pause déjeuner à l'extérieur du lieu de travail.

Sur la période, les écarts de mobilité entre les formes d'organisation du travail se réduisent. Cette tendance s'explique par le renforcement de la mobilité dans les formes d'organisation sédentaires du travail et par sa réduction dans les formes d'organisation nomades, en lien avec la baisse de la part des actifs ayant fréquenté à la fois leur lieu fixe de travail et des lieux variables (Aguiléra *et al.*, 2010). Notons enfin que quelle que soit la forme d'organisation du travail, la mobilité quotidienne des actifs franciliens est de moins en moins structurée par l'activité professionnelle.

3.2. Les écarts de mobilité quotidienne entre catégories socioprofessionnelles, reflet de la distribution différenciée des formes d'organisation du travail

Des écarts de mobilité s'observent également entre les formes d'organisation du travail au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle. La grande hétérogénéité des pratiques de mobilité entre ces catégories traduit donc essentiellement l'inégale distribution des formes d'organisation du travail. La proportion importante de travail nomade chez les artisans, chefs d'entreprise, professions libérales, contremaîtres, personnels des services directs aux particuliers, ouvriers et techniciens explique leur forte mobilité (figure). La nature de leur activité les conduit à réaliser de nombreux déplacements sur des lieux variables⁹. C'est le cas en particulier des artisans (1.34 déplacement, 12.6 km, 54 minutes), des chefs d'entreprise (1.33 déplacement, 12.0 km, 39 minutes) et des contremaîtres (0.72 déplacement, 9.6 km, 40 minutes). Ce résultat rejoint celui d'Aguiléra *et al.* (2007) qui montrent que la forte mobilité dans le travail de certains actifs est indispensable au fonctionnement des entreprises.

À l'opposé, le travail plus fréquemment sédentaire des employés de commerce et des employés administratifs d'entreprise contribue à leur faible mobilité¹⁰. Le nombre de leurs déplacements vers des lieux variables est nettement inférieur à celui des autres catégories socio-professionnelles. Il représente moins de 10 % de la mobilité professionnelle des employés de commerce. Pour eux, la fixité de leur lieu de travail et la proximité entre leurs lieux de travail et de résidence induisent une mobilité contenue (1.16 déplacement, 9.5 km, 46 minutes de transport).

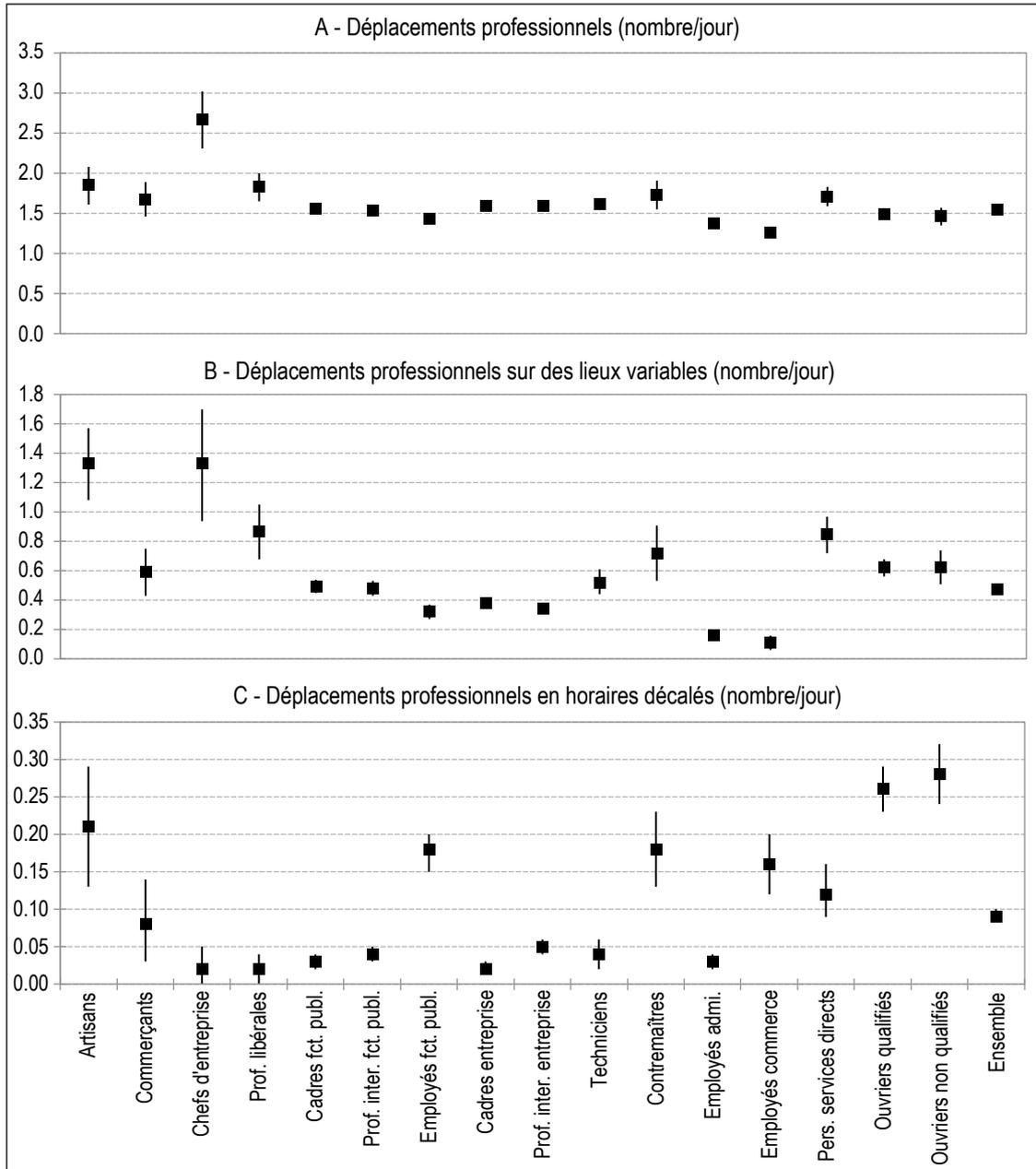
De même, les écarts de mobilité en horaires décalés entre les catégories socioprofessionnelles ne peuvent être interprétés indépendamment de la répartition contrastée des formes d'organisation temporelle du travail. Pour les ouvriers non qualifiés et qualifiés, les artisans, les contremaîtres, les employés de la fonction publique, les employés de commerce et les personnels des services directs aux particuliers, la mobilité liée

8. Pour chaque déplacement professionnel, seule l'heure d'arrivée est considérée pour définir sa temporalité.

9. Les chefs d'entreprise comptent le plus de lieux journaliers différents de travail (1.94 en moyenne), devant les artisans (1.52), les professions libérales (1.39) et les contremaîtres (1.39).

10. Les employés administratifs et les employés de commerce comptent le moins de lieux différents de travail journaliers (respectivement 1.06 et 1.07).

Figure – Déplacements par catégorie socioprofessionnelle



Lecture : les artisans effectuent en moyenne par jour 1.34 déplacement professionnel sur des lieux variables. On donne les bornes de l'intervalle de confiance à 95 %.

Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

au travail est fréquemment en horaires décalés. Ainsi, 19 % des déplacements professionnels des ouvriers non qualifiés commencent et se terminent dans la plage horaire comprise entre 20 heures et 7 heures. En revanche, la mobilité dans la forme d'organisation décalée est marginale chez les chefs d'entreprise, les professions libérales, les cadres de la fonction publique, les cadres d'entreprises et les employés administratifs d'entreprise : elle représente entre 1 % et 3 % de l'ensemble de leur mobilité professionnelle.

3.3. La forme d'organisation du travail conditionne la mobilité pour motifs personnels

Les activités personnelles englobent deux types de motifs de déplacements différents : l'un relève, selon Tabaka (2009), des « loisirs et sociabilités » (visites à des amis, promenade, spectacle, sport, etc.) et l'autre de la « logistique du ménage » (achats, accompagnement, santé, démarches, etc.). Ces activités structurent peu la mobilité des actifs d'Île-de-France, particulièrement en distance et temps de transport. En effet,

elles sont souvent effectuées dans le voisinage immédiat des lieux de résidence ou de travail (Robette, 2012). Une autre explication relève d'un report de certaines activités personnelles les jours non travaillés (Aguilera *et al.*, 2010). Malgré tout, la croissance des déplacements pour des achats et des loisirs¹¹ depuis 2001 renforce légèrement le poids des activités personnelles dans la mobilité quotidienne totale des actifs franciliens.

Les résultats du test de Student indiquent que la mobilité personnelle est significativement corrélée à la forme d'organisation du travail (voir tableau A1-1 en annexe 1). Les formes *nomad_s* et *sédent_s* sont associées à une mobilité personnelle plus élevée, du fait d'activités de loisirs, de sociabilités et de logistique du ménage plus nombreuses (cf. tableau 5). À l'inverse, la mobilité liée aux activités non professionnelles est moindre dans les formes *nomad_d* et *sédent_d*. Cela traduit les contraintes du travail en matinée, en soirée ou de nuit pesant sur les actifs.

Les formes d'organisation *nomad_d* et *sédent_d* vont avec une mobilité personnelle en moyenne plus faible (tableau 6). En revanche, la forme *nomad_s* n'est pas significativement liée à la mobilité personnelle, ce qui indique que la forte mobilité professionnelle qui y est associée

n'est pas réalisée aux dépens de la mobilité personnelle. Une explication tient au fait qu'en offrant l'opportunité d'accéder à des ressources et aménités urbaines, les déplacements professionnels renforcent la mobilité personnelle des actifs. L'analyse détaillée des motifs de déplacement montre que ce surcroît de mobilité personnelle correspond à des déplacements pour les repas, de sorte qu'elle est rattachée à l'activité professionnelle. Concernant les facteurs individuels, les résultats rejoignent ceux déjà documentés dans la littérature. En particulier, la mobilité personnelle est positivement associée à la présence d'enfants en bas âge, en lien avec une activité d'accompagnement (Grimal, 2012). Le travail à temps partiel a également un effet positif significatif en permettant de dégager du temps pour des activités personnelles (Gallez *et al.*, 1997). Aussi, comme observé par Coutras (1997) et Motte-Baumvol *et al.* (2011), les femmes ont une mobilité personnelle significativement supérieure – malgré des loisirs en plus petit nombre – à cause d'activités d'accompagnement et d'achat plus nombreuses. Des différences s'observent également selon

11. Cette tendance est à prendre avec précaution du fait d'un changement méthodologique dans l'enquête de 2010 où une plus grande attention est portée aux déplacements de proximité (qui sont souvent des déplacements personnels).

Tableau 6 – Effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'effectuer un trajet pour motif personnel

	Part (%)	Coefficient	Odds ratio
Catégorie socioprofessionnelle			
<i>Cadres d'entreprise</i>	17.6	<i>Réf.</i>	
Artisans	1.5	-0.1335	0.9
Commerçants	1.4	0.0663	1.1
Chefs d'entreprise	0.8	-0.0498	1.0
Professions libérales	1.4	0.0401	1.0
Cadres de la fonction publique	10.8	0.0229	1.0
Professions intermédiaires de la fonction publique	10.8	-0.0165	1.0
Employés de la fonction publique	10.0	-0.1052	0.9
Professions intermédiaires des entreprises	10.6	0.0340	1.0
Techniciens	4.5	0.1595	1.2
Contremaîtres, agents de maîtrise	1.7	-0.0820	0.9
Employés administratifs d'entreprise	8.1	0.0727	1.1
Employés de commerce	2.5	-0.4467***	0.6
Personnels des services directs aux particuliers	3.7	-0.3914***	0.7
Ouvriers qualifiés, chauffeurs	10.2	-0.2202**	0.8
Ouvriers non qualifiés et agricoles	4.4	-0.2389**	0.8
Sexe			
<i>Homme</i>	53.8	<i>Réf.</i>	
Femme	46.2	0.2301***	1.3
Temps de travail			
<i>Complet</i>	91.3	<i>Réf.</i>	
Partiel	8.7	0.3927***	1.5 →

Tableau 6 – (suite)

	Part (%)	Coefficient	Odds ratio
Âge			
De 30 à 44 ans	45.7	Réf.	
Moins de 30 ans	15.2	-0.1062*	0.9
De 45 à 59 ans	35.0	-0.2040***	0.8
60 ans et plus	4.1	-0.3379***	0.7
Niveau d'études			
Supérieures	59.5	Réf.	
Primaires	3.0	-0.4734***	0.6
Secondaires	37.5	-0.1073**	0.9
Forme d'organisation du travail			
Sédentaire et standard (sédent_s)	59.5	Réf.	
Sédentaire et décalée (sédent_d)	13.1	-0.3297***	0.7
Nomade et standard (nomad_s)	22.0	-0.0160	1.0
Nomade et décalée (nomad_d)	5.4	-0.5007***	0.6
Nombre de personnes du ménage			
Deux personnes et plus	81.0	Réf.	
Personne seule	19.0	0.2528***	1.3
Enfant de moins de 10 ans			
Sans enfant	62.1	Réf.	
Avec enfant(s)	37.9	0.6670***	1.9
Lieu de résidence			
Pôle urbain hors Paris	69.1	Réf.	
Paris	20.1	0.3840***	1.5
Périurbain	10.8	-0.1685***	0.8
Quintile de revenu^(a)			
Cinquième	20.4	Réf.	
Premier	19.2	-0.1728**	0.8
Deuxième	19.8	0.0111	1.0
Troisième	20.2	0.0163	1.0
Quatrième	20.4	0.0606	1.1
Statut d'occupation du logement			
Propriétaire, accédant	51.7	Réf.	
Locataire	45.5	-0.1208***	0.9
Logé gratuitement	2.8	0.0649	1.1
N		12 105	

^(a) Les seuils des quintiles de revenus mensuels par unité de consommation (UC) sont 1 250 €/UC, 1 800 €/UC, 2 200 €/UC et 2 850 €/UC.

Note : les résultats proviennent d'une régression logit binomiale. Significativité : * seuil de 10 % ; ** seuil de 5 % ; *** seuil de 1 %.

Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

l'espace de résidence. La concentration de commerces, de services et d'équipements dans le quartier de résidence des actifs de Paris et souvent dans celui de leur lieu de travail – une majorité de Parisiens travaillent à Paris ou dans les communes limitrophes denses – est favorable à de plus nombreux déplacements pour motifs personnels (Vallée *et al.*, 2016). Enfin, la mobilité personnelle est significativement inférieure pour les actifs appartenant aux catégories socioprofessionnelle moins qualifiées et pour ceux dont les ressources culturelles et financières sont réduites, ce qui peut s'expliquer pour partie, comme le montrent Coulangeon *et al.* (2002), par un temps plus faible consacré aux loisirs.

4. Les formes atypiques d'organisation du travail encouragent l'usage de l'automobile

4.1. Une réduction de l'usage de l'automobile quelle que soit la forme d'organisation du travail

En Île-de-France, la mobilité quotidienne des actifs est essentiellement motorisée¹². L'automobile est le mode de transport principal en termes de nombre de déplacements (47 %)

12. Les modes de transports sont les modes motorisés individuels regroupant la voiture et les deux-roues motorisés (par simplification le terme d'automobile est utilisé dans le texte), les transports publics, les modes actifs réunissant la marche et le vélo, et les autres modes.

et de distance (55 %), et les transports publics le sont en termes de durée (46 %). Les modes actifs, i.e. la marche et le vélo, occupent une place moindre sauf en nombre de déplacements (28 %) (tableau 7).

La répartition moyenne d'usage des modes de transport masque des différences selon les formes d'organisation du travail. Le test de Student (voir le tableau A1-2 en annexe 1) indique que les moyennes du nombre de déplacements en automobile, en transports publics et en modes actifs sont significativement différentes¹³. La forme traditionnelle d'organisation du travail est plus favorable aux modes alternatifs à l'automobile¹⁴. Dans la lignée des travaux de Zilloniz (2015) et Lejoux & Pochet (2019), les résultats indiquent que les organisations décalée et nomade du travail renforcent l'usage de l'automobile. Son recours est le plus intense dans la forme *nomad_d* (2.98 déplacements, 30.5 km et 104 minutes). La plus grande facilité à se déplacer et à stationner en automobile et la moindre fréquence de l'offre de transports publics avant 7h00 et après 20h00 peuvent l'expliquer. Enfin, le surcroît de mobilité dans la forme d'organisation nomade s'accompagne aussi de plus de déplacements en transports publics et en modes actifs.

En ne considérant que la mobilité professionnelle, les résultats sont identiques : la mobilité automobile est la plus restreinte dans la forme *sédent_s* (38 % des déplacements, 41 % des distances) et la plus développée dans la forme *nomad_d* (64 % des déplacements, 77 % des distances). Dans cette forme d'organisation du travail, les actifs franciliens effectuent plus de

trois fois plus de déplacements et parcourent près de quatre fois plus de distance en automobile pour le travail que les actifs de la forme *sédent_s*. Ils se déplacent également beaucoup en transports publics et en modes actifs.

L'évolution récente de l'usage des modes de transport en Île-de-France profite aux modes alternatifs à l'automobile. La part des modes actifs et des transports publics dans la mobilité totale augmente entre 2001 et 2010, passant de 20 % à 28 % pour les premiers et de 24 % à 25 % pour les deuxièmes, tandis que celle de l'automobile recule, de 56 % à 47 %. En considérant seulement la mobilité professionnelle, la tendance est identique avec une forte croissance des modes actifs, de 18 % à 24 %, et de l'usage des transports publics, de 29 % à 32 %, et une forte baisse de l'automobile, de 53 % à 44 %. Cette diminution concerne autant les déplacements vers le lieu de travail fixe (Calvier & Jacquesson, 2015) que vers les lieux variables. Le développement de l'offre de transports publics, la baisse de la vitesse moyenne en automobile – due pour partie au renforcement des contraintes liées à la circulation et au stationnement – et le renchérissement de son coût comptent parmi les principales explications (Grimal, 2012).

13. Seules les moyennes de déplacements en transports publics entre les organisations *sédent_s* et *nomad_s* du travail, et en modes actifs entre les organisations *sédent_d* et *nomad_d* du travail ne sont pas différentes au seuil de 10 %.

14. Sur le lien entre les activités professionnelles et le mode de transport, la causalité à double sens est crédible : le choix du mode de transport dérive des activités professionnelles et celles-ci émanent sans doute aussi du choix du mode de transport.

Tableau 7 – Mobilité quotidienne par mode de transport selon les formes d'organisation du travail

	Sédentaire et standard		Sédentaire et décalée		Nomade et standard		Nomade et décalée		Ensemble	
	2001	2010	2001	2010	2001	2010	2001	2010	2001	2010
Déplacements (nombre/jour)	3.54	3.99	3.30	3.63	5.00	5.15	5.01	4.89	3.81	4.25
Transports publics	0.95	1.10	0.64	0.78	0.95	1.13	0.82	0.95	0.90	1.06
Modes motorisés individuels	1.83	1.69	2.04	1.97	3.04	2.63	3.38	2.98	2.14	2.00
Modes actifs	0.75	1.19	0.61	0.87	0.99	1.37	0.78	0.93	0.76	1.18
Autres modes	0.01	0.01	0.01	0.01	0.02	0.02	0.03	0.03	0.01	0.01
Distance (kilomètres/jour)	24.8	25.6	23.4	24.1	35.2	34.2	37.3	40.1	26.9	28.1
Transports publics	11.2	13.3	6.3	7.7	8.6	11.2	6.7	8.7	9.8	11.8
Modes motorisés individuels	13.0	11.6	16.6	15.8	25.7	22.2	29.8	30.5	16.5	15.5
Modes actifs	0.6	0.7	0.5	0.5	0.7	0.7	0.5	0.5	0.5	0.7
Autres modes	0.0	0.0	0.0	0.1	0.2	0.1	0.3	0.4	0.1	0.1
Durée (minutes/jour)	99	112	85	94	145	159	151	163	107	123
Transports publics	48	60	30	39	44	58	37	47	44	56
Modes motorisés individuels	43	39	48	45	84	84	104	104	55	53
Modes actifs	8	13	7	10	16	16	9	11	8	13
Autres modes	0	0	0	0	1	1	1	1	0	1

Note : voir le tableau A1-2 en annexe 1 pour la significativité des tests de Student de comparaison des moyennes.

Sources et champ : Enquête Globale Transport 2001 (DREIF) et 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

Ces évolutions modales s'observent quelle que soit la forme d'organisation du travail mais avec une ampleur inégale. La croissance des modes actifs concerne davantage les actifs franciliens dans la forme *sédent_s*, leur part modale passant de 21 % à 30 %. Cette croissance traduit en particulier le développement de l'usage du vélo, qui peut s'expliquer par son déploiement en libre-service à Paris en 2007 puis dans les communes limitrophes. L'usage des transports publics se renforce davantage pour les actifs dans la forme *sédent_d*. Le développement de l'offre de transports publics en matinée et en soirée, en particulier du bus, et la hausse du coût du carburant – les actifs dans cette forme d'organisation étant parmi les plus vulnérables économiquement – peuvent contribuer à l'expliquer. Aussi l'usage de l'automobile décroît-il fortement au profit des transports publics dans la forme *nomad_s*. Ces tendances illustrent sans doute aussi le renforcement des difficultés de circulation et de stationnement automobile dans le pôle urbain où se concentrent les lieux variables de travail.

4.2. Le mode de transport pour aller au travail dépend de la forme d'organisation du travail

En Île-de-France, la localisation résidentielle est aussi très structurante de l'usage des modes de transport des actifs, du fait de l'organisation urbaine et du système de transport, avec des différences selon la catégorie socioprofessionnelle (Sari, 2011 ; Proulhac, 2019). On peut illustrer l'ampleur de ces différences avec l'exemple de deux catégories socioprofessionnelles et trois localisations résidentielles : les cadres¹⁵ de Paris et les professions intermédiaires du périurbain (voir tableaux A2-1 et A2-2 en annexe 2), et les professions intermédiaires du pôle urbain hors Paris – catégories socioprofessionnelles les plus nombreuses de ces espaces. Les écarts au sein de chaque forme d'organisation du travail sont marqués, pas tant en termes de nombre de déplacements quotidiens, mais par l'importance relative de l'usage de l'automobile. Celui-ci est bien plus élevé parmi les professions intermédiaires résidant hors de Paris que parmi les cadres parisiens : que ce soit en termes de nombre de déplacements, distance ou temps, la hiérarchie entre automobile et transports publics est totalement inversée. Néanmoins, dans chaque cas, on retrouve les écarts d'usage des modes de transport selon les formes d'organisation du travail.

On s'attache pour finir à un examen plus systématique des déterminants du mode de

transport utilisé par les actifs franciliens pour se rendre au travail. L'analyse statistique prend en compte les effets propres des caractéristiques individuelles, comme l'a déjà fait Sari (2011), et de la forme d'organisation du travail. Une régression logistique multinomiale modélise, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'utiliser un mode de transport par rapport à celle d'en utiliser un autre. Un mode principal de transport est attribué à chaque actif à partir du premier déplacement professionnel de la journée¹⁶. Les modes motorisés individuels sont la modalité de référence du mode de transport. Ils comptent pour 47 % des déplacements professionnels considérés, contre 43 % pour les transports publics et 10 % pour les modes actifs. En plus de la forme d'organisation du travail s'ajoutent les variables explicatives relatives à l'actif et à son ménage : l'âge, le sexe, la catégorie socioprofessionnelle, le temps de travail, le niveau d'étude, le lieu de résidence, le taux de couverture de l'emploi¹⁷, le statut d'occupation du logement, le revenu, le nombre de personnes, le nombre d'actifs et la présence d'enfant(s) en bas âge¹⁸.

Le lieu de résidence est la variable la plus déterminante (tableau 8). Les actifs de Paris ont une plus forte probabilité de recourir aux transports publics et aux modes actifs que les actifs du pôle urbain et du périurbain (Sari, 2011). Ce résultat n'est guère surprenant au regard de la structure urbaine et de l'organisation de l'offre de transport à Paris et dans le pôle urbain qui rendent les modes alternatifs compétitifs face à l'automobile. Une autre variable spatiale, le taux de couverture de l'emploi dans les communes proches, a également un effet significatif positif sur l'usage des modes alternatifs. L'effet est particulièrement positif sur le vélo et la marche puisque les actifs ont des déplacements domicile-travail plus courts lorsque la densité d'emploi autour du domicile est élevée.

Parmi les variables individuelles, les résultats témoignent de l'importance de la catégorie socioprofessionnelle dans le choix du mode de transport. Par rapport aux cadres d'entreprise pris pour référence, l'usage des transports publics est

15. Pour disposer d'un nombre d'observations suffisant, les actifs des secteurs public et privé sont agrégés.

16. Le mode de transport du premier déplacement professionnel de la journée est le plus souvent celui utilisé pour les déplacements professionnels suivants.

17. Le taux de couverture correspond au nombre d'emplois de la catégorie socioprofessionnelle (8 postes) par rapport au nombre d'actifs résidents de la catégorie socioprofessionnelle (Baccaini, 1996).

18. Les variables de détention d'un abonnement aux transports publics et d'équipement automobile n'ont pas été retenues. Elles ne sont pas incontestablement des variables explicatives car la causalité est bidirectionnelle (Orfeuill, 2000).

Tableau 8 – Effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'utiliser un mode de transport pour se rendre au travail (Référence : modes motorisés individuels, N=6 051)

	Part (%)	Transports publics (N=4 935)		Modes actifs (N=1 119)	
		Coefficient	Odds ratio	Coefficient	Odds ratio
Lieu de résidence					
<i>Pôle urbain hors Paris</i>	69.1	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Paris	20.1	1.4191***	4.1	1.6448***	5.2
Périurbain	10.8	-0.9015***	0.4	-0.5600***	0.6
Catégorie socioprofessionnelle					
<i>Cadres d'entreprise, ingénieurs</i>	17.6	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Artisans	1.5	-1.6376***	0.2	-0.3198	0.7
Commerçants	1.4	-1.2243***	0.3	-0.3382	0.7
Chefs d'entreprise	0.8	-2.0308***	0.1	-0.2059	0.8
Professions libérales	1.4	-0.5127***	0.6	0.6722***	2.0
Cadres fonction publique	10.8	-0.0065	1.0	0.4165***	1.5
Prof. intermédiaires fonction publique	10.8	-0.5313***	0.6	0.3716***	1.4
Employés fonction publique	10.0	-0.0808	0.9	0.5560***	1.7
Prof. intermédiaires des entreprises	10.6	-0.0290	1.0	-0.4305***	0.6
Techniciens	4.5	-0.3387***	0.7	-0.4615**	0.6
Contremaîtres	1.7	-0.4965***	0.6	-1.2946***	0.3
Employés administratifs d'entreprise	8.1	0.0358	1.0	-0.4673***	0.6
Employés de commerce	2.5	0.0735	1.1	0.6008***	1.8
Pers. services directs aux particuliers	3.7	0.5805***	1.8	1.1163***	3.1
Ouvriers qualifiés	10.2	-0.5737***	0.6	-0.4663***	0.6
Ouvriers non qualifiés, agricoles	4.4	-0.2573**	0.8	-0.1190	1.1
Forme d'organisation du travail					
<i>Sédentaire et standard (sédent_s)</i>	59.5	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Sédentaire et décalée (sédent_d)	13.1	-0.7557***	0.5	-0.8431***	0.4
Nomade et standard (nomad_s)	22.0	-0.4647***	0.6	-0.4306***	0.6
Nomade et décalée (nomad_d)	5.4	-0.9230***	0.4	-1.0111***	0.4
Taux de couverture de l'emploi dans un rayon de 10 km		0.6826***	2.0	1.0555***	2.9
Statut d'occupation du logement					
<i>Propriétaire, accédant</i>	51.7	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Locataire	45.5	0.2712***	1.3	0.3607***	1.4
Logé gratuitement	2.8	-0.0039	1.0	0.6379***	1.9
Sexe					
<i>Homme</i>	53.8	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Femme	46.2	0.2925***	1.3	0.3785***	1.5
Quintile de revenu					
<i>Cinquième</i>	20.4	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Premier	19.2	0.5883***	1.8	0.6002***	1.8
Deuxième	19.8	0.1197	1.1	0.1963	1.2
Troisième	20.2	0.1632**	1.2	0.1013	1.1
Quatrième	20.4	0.0619	1.1	0.0017	1.0
Âge					
<i>De 30 à 44 ans</i>	45.7	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Moins de 30 ans	15.2	0.3037***	1.4	0.2892***	1.4
De 45 à 59 ans	35.0	-0.0963	0.9	0.1285	1.1
60 ans et plus	4.1	-0.3165***	0.7	0.1777	1.2
Niveau d'études					
<i>Supérieures</i>	59.5	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Primaires	3.0	0.5259***	1.7	0.3370	1.4
Secondaires	37.5	-0.1544***	0.9	0.0731	1.1
Nombre de personnes du ménage					
<i>Deux personnes et plus</i>	81.0	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Personne seule	19.0	0.2189***	1.2	0.1030	1.1

→

Tableau 8 – (suite)

	Transports publics (N=4 935)			Modes actifs (N=1 119)	
	Part (%)	Coefficient	Odds ratio	Coefficient	Odds ratio
Enfant(s) de moins de 10 ans					
<i>Sans enfant</i>	62.1	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
<i>Avec enfant(s)</i>	37.9	-0.1442***	0.9	0.0874	1.1
Taux de couverture de l'emploi dans la commune de résidence		-0.0617**	0.9	0.0351	1.0
Pseudo R ² de McFadden			0.123		
N			12 105		

Note : les résultats proviennent d'une régression logistique multinomiale. Les variables sélectionnées sont classées par ordre décroissant de significativité (procédure *stepwise*). Les variables non conservées sont le nombre d'actifs du ménage et le temps de travail. Significativité : * seuil de 10 % ; ** seuil de 5 % ; *** seuil de 1 %.

Sources et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Recensement 2012 (Insee). Actifs occupés de l'échantillon.

moins chez les indépendants, surtout chez les chefs d'entreprise et les artisans, les ouvriers qualifiés, les professions intermédiaires de la fonction publique et les contremaîtres, alors que l'usage des modes actifs est réduit chez les contremaîtres, les employés d'entreprise, les ouvriers qualifiés et les techniciens. À l'inverse, l'usage des modes actifs est supérieur chez les personnels des services directs aux particuliers (comme l'usage des transports publics), les professions libérales, les employés de commerce et les salariés de la fonction publique. Ces différences modales renvoient sans doute pour partie à la localisation plus déconcentrée des lieux d'emploi des ouvriers, des contremaîtres et des techniciens, là où la qualité de la desserte en modes alternatifs est plus faible. Elles illustrent aussi probablement, en particulier pour les indépendants, la dimension sociale associée à l'usage de la voiture (Coulangeon & Petev, 2012). Enfin, une différence significative apparaît selon le sexe indiquant que les femmes se déplacent davantage en transports publics et en modes actifs (Coutras, 1997).

S'agissant des variables du ménage, le statut d'occupation du logement est déterminant. Les locataires se distinguent par un usage supérieur des transports publics et des modes actifs. Cela traduit une plus grande proximité à l'emploi des locataires du fait d'une localisation plus centrale – l'accession à la propriété se faisant aux dépens de la proximité à l'emploi. L'usage des modes alternatifs est également différencié selon le revenu. Les actifs avec les revenus les plus modestes se déplacent significativement plus en transports publics et en modes actifs, le coût de l'automobile étant un obstacle à son usage (Jouffe *et al.*, 2015).

Au-delà des effets propres des variables individuelles, le modèle confirme que la forme d'organisation du travail est l'un des principaux déterminants du choix du mode de transport pour

aller au travail. Les formes atypiques d'organisation ont toutes un effet négatif significatif sur l'usage des modes alternatifs, en particulier celles relevant d'une organisation temporelle décalée. L'organisation *nomad_d* réduit fortement la probabilité des actifs franciliens d'utiliser les transports publics et les modes actifs. Comme déjà indiqué, la compétitivité de l'automobile dans ces formes d'organisation du travail peut expliquer ce résultat.

* *
*

Cet article montre que la forme d'organisation du travail va de pair avec des différences des pratiques de mobilité quotidienne des actifs d'Île-de-France. Il met en exergue l'intérêt d'aborder la mobilité des actifs non pas uniquement à partir des navettes pendulaires mais dans toute sa complexité et ses variations quotidiennes. Pour l'Île-de-France, les résultats indiquent que l'organisation nomade du travail amène les actifs à plus se déplacer, à parcourir davantage de distance, à consacrer plus de temps au transport et à plus utiliser l'automobile. La mobilité quotidienne de ceux travaillant sur des lieux variables est d'autant plus intense que leur forte mobilité professionnelle s'accompagne d'une importante mobilité personnelle. Les artisans, les commerçants, les chefs d'entreprise, les professions libérales, les personnels des services directs aux particuliers et les ouvriers sont particulièrement concernés par cette organisation spatiale du travail. Sur la période étudiée, l'essor du travail sur des lieux variables dans la tranche horaire 7h00-20h00 est l'un des moteurs de la croissance de la mobilité quotidienne des actifs. Le développement du travail nomade ne semble pas affecter les tendances d'évolution d'usage des modes de transport. Le moindre usage de l'automobile et la hausse de l'emploi

des transports publics et des modes actifs en Île-de-France concernent aussi bien les actifs travaillant uniquement sur un lieu fixe que ceux travaillant sur des lieux variables. Ainsi, la reconfiguration spatiale du travail, bien que favorisant un usage intense de l'automobile pour les actifs qui travaillent sur des lieux variables, n'apparaît pas de nature à freiner le report modal de la voiture vers les modes alternatifs.

Les résultats indiquent par ailleurs que l'organisation temporelle du travail en horaires décalés se traduit par une moindre mobilité personnelle des actifs franciliens et par un recours accru à l'automobile. Cette forme d'organisation du travail est typique des ouvriers, des artisans, des employés de commerce, des commerçants, des professions libérales, des employés de la fonction publique et des contremaîtres. En évolution, le recul de la mobilité automobile concerne aussi bien les actifs en horaires standards que ceux en horaires décalés. Il renforce le besoin d'une amélioration de l'offre de transports publics, en particulier aux heures de pointe, afin de faire face à la croissance du travail diurne et de soutenir les objectifs de report de la voiture vers des modes de transport alternatifs.

L'analyse proposée ici reste toutefois limitée. En particulier, la définition des formes d'organisation du travail ne prend que partiellement en compte la diversité des situations professionnelles. Une partition plus fine permettrait d'approfondir la connaissance des pratiques de mobilité associées à certaines formes d'organisation spécifiques. L'organisation spatiale d'un travail uniquement sur des lieux variables, dont la dispersion interroge notamment en termes de distance et de durée, mériterait une attention particulière. De même, l'analyse détaillée des pratiques de mobilité des actifs franciliens travaillant uniquement de nuit serait intéressante.

Pour ces actifs, souvent moins dotés sur le plan financier, se rendre au travail est d'autant plus difficile que leur accès à la mobilité est moindre, qu'il s'agisse de la possession d'une automobile et du permis de conduire ou de l'offre de transports publics entre leurs lieux de résidence et de travail plus souvent en dehors des pôles bien desservis. Dans le même ordre d'idée, la forme d'organisation fragmentée du travail, plus susceptible d'occasionner une forte mobilité professionnelle, nécessiterait sans doute une analyse particulière.

Enfin, les profondes évolutions depuis quelques années de l'organisation du travail, comme l'apparition de nouveaux lieux privatifs ou partagés de travail (Bouleau & Leroi, 2016) et le développement du télétravail, qui s'est accéléré avec la crise sanitaire de la Covid-19, sont susceptibles de bouleverser la mobilité quotidienne des actifs. De telles évolutions ouvrent de nouvelles perspectives de recherche et renforcent l'intérêt de travaux futurs. Alors que les premiers résultats de la nouvelle Enquête Globale Transport sur la période 2018-2019 semblaient confirmer les tendances de la décennie précédente – baisse des déplacements vers le lieu fixe de travail, hausse de ceux vers des lieux variables, recours accru aux modes alternatifs pour aller au travail – (Omnif, Île-de-France Mobilités, 2019), la période post-Covid pourrait voir se pérenniser dans les prochaines années la pratique longtemps limitée du télétravail, tout au moins pour certaines catégories d'actifs, dont les implications sur la mobilité individuelle des actifs et les transports sont majeures. Enfin, plus généralement, la question des liens entre organisation du travail et mobilité des actifs mériterait d'être analysée dans d'autres régions que l'Île-de-France, urbaines mais moins spécifiques en particulier en termes d'offre de transports publics. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aguiléra, A., de Coninck, F. & Hauchard, P. (2007).** Le rôle des déplacements professionnels dans les entreprises industrielles multi-établissements. Le cas d'un fournisseur de l'automobile. *Recherche Transport Sécurité*, 24, 29–49. <https://doi.org/10.3166/rts.96.195-209>
- Aguiléra, A., Massot, M.-H. & Proulhac, L. (2010).** Travailler et se déplacer au quotidien dans une métropole. Contraintes, ressources et arbitrages des actifs franciliens. *Sociétés contemporaines*, 80, 29–45. <https://doi.org/10.3917/soco.080.0029>

- Aguiléra, A. & Proulhac, L. (2015).** Socio-occupational and geographical determinants of the frequency of long-distance business travel in France. *Journal of Transport Geography*, 43, 28–35. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2015.01.004>
- Algava, E. & Vinck, L. (2015).** L'organisation du temps de travail. DARES, *Synthèse Stat* N° 12. https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/synthese_stat_no_12_-_conditions_de_travail_vol.2_.pdf
- Baccaïni, B. (1996).** Les trajets domicile-travail en Île-de-France. Contrastes entre catégories socioprofessionnelles. *Économie et Statistique*, 294-295, 109–126. <https://doi.org/10.3406/estat.1996.6088>
- Belton, L. & de Coninck, F. (2007).** Des frontières et des liens. Les topologies du privé et du professionnel pour les travailleurs mobiles. *Réseaux*, 140, 67–100. <https://www.cairn.info/revue-reseaux1-2007-1-page-67.htm>
- Boboc, A., Dhaleine, L. & Maillard, A. (2006).** Travailler, se déplacer et communiquer : premiers résultats d'enquête. *Réseaux*, 140, 133–158. <https://www.cairn.info/revue-reseaux1-2007-1-page-133.htm>
- Bouleau, M. & Leroi, P. (2016).** Nouveaux modes de travail et enjeux de mobilité. Rapport IAU Île-de-France. https://www.iau-idf.fr/fileadmin/NewEtudes/Etude_1284/ModesTravail_enjeuxMobilité.pdf
- Boulin, J.-Y. & Lesnard, L. (2018).** Les usages du temps des Français. *Futuribles*, 423, 39–58. <https://www.futuribles.com/fr/revue/423/les-usages-du-temps-des-francais-evolution-sur-un/>
- Bué, J., Guignon, N., Hamon-Cholet, S. & Vinck, L. (2002).** Vingt ans de conditions de travail. Insee, *Données Sociales 2002-2003*, 273–279.
- Brousse, C. (2015).** La vie quotidienne en France depuis 1974. Les enseignements de l'enquête Emploi du temps. *Économie et Statistique*, 478-479-480, 79–117. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10559>
- Calvier, C. & Jacquesson, F. (2015).** En Île-de-France, l'usage de la voiture pour aller travailler diminue. *Insee Analyses* N° 11. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1285604>
- Certu (2013).** *L'enquête ménages déplacements « standard Certu »*. Manuel d'instruction aux enquêteurs. Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie.
- Chenu, A. (2002).** Les horaires et l'organisation du temps de travail. *Économie et Statistique*, 352-353, 151–167. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7397>
- Chenu, A. & Herpin, N. (2002).** Une pause dans la marche vers la civilisation des loisirs ? *Économie et Statistique*, 352-353, 15–37. <https://doi.org/10.3406/estat.2002.7391>
- Commenges, H. (2015).** Mesurer les pratiques modales et la dépendance automobile : à la recherche de congruence entre mesure et interprétation. *Espace, populations, sociétés*, 1-2, 1–15. <https://doi.org/10.4000/eps.6037>
- Commenges, H. & Fen-Chong, J. (2017).** Navettes domicile-travail : naissance et développement d'un objet statistique structurant. *Annales de géographie*, 715, 333–355. <https://doi.org/10.3917/ag.715.0333>
- Coulangeon, P., Menger, P.-M. & Roharik, I. (2002).** Les loisirs des actifs : un reflet de la stratification sociale. *Économie et Statistique*, 352-353, 39–55. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_2002_num_352_1_7392
- Coulangeon, P. & Petev, I. D. (2012).** L'équipement automobile, entre contrainte et distinction sociale. *Économie et Statistique*, 457-458, 97–121. <https://doi.org/10.3406/estat.2012.9967>
- Courel, J. (2008).** 170 millions de kilomètres par jour. Un autre regard sur la mobilité des Franciliens par une approche fondée sur les distances parcourues par les individus au cours de leurs déplacements. Rapport IAU Île-de-France. <https://www.institutparisregion.fr/nos-travaux/publications/170-millions-de-kilometres-par-jour/>
- Courel, J. & Bouleau, M. (2013).** « Peak car » : la baisse de la mobilité automobile est-elle durable ? *Note Rapide de l'IAU Île-de-France* N° 620. https://omnil.fr/IMG/pdf/nr_620-peakcar_iau.pdf
- Coutras, J. (1997).** La mobilité quotidienne et les inégalités de sexe à travers le prisme des statistiques. *Recherches féministes*, 10(2), 77–90. <https://doi.org/10.7202/057936ar>
- Crague, G. (2003).** Des lieux de travail de plus en plus variables et temporaires. *Économie et Statistique*, 369-370, 191–212. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376021?sommaire=1376023>
- Crague, G. (2005).** Le travail industriel hors les murs. Enquête sur les nouvelles figures de l'entreprise. *Réseaux*, 134, 65–89. <https://www.cairn.info/revue-reseaux1-2005-6-page-65.htm>
- Daniel, C. (2014).** Le travail en horaires atypiques en Île-de-France. *BREF Thématique* N° 43. https://idf.drieets.gouv.fr/sites/idf.drieets.gouv.fr/IMG/pdf/Bref_Thematique_no_43_-_Fevrier_2014.pdf
- Floch, J.-M. & Levy, D. (2011).** Le nouveau zonage en aires urbaines de 2010. Poursuite de la périurbanisation et croissance des grandes aires urbaines. *Insee Première* N° 1375. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281046>
- Gallez, C., Orfeuil, J.-P. & Polacchini, A. (1997).** L'évolution de la mobilité quotidienne. Croissance ou réduction des disparités ? *Recherche Transports Sécurité*, 56, 27–42. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01109441>

- Gallez, C. & Kaufmann, V. (2009).** Aux racines de la mobilité en sciences sociales : contribution au cadre d'analyse sociohistorique de la mobilité urbaine. In: Guigueno V., Flonneau M. (dir.), *De l'histoire des transports à l'histoire de la mobilité*, pp. 41–55. Rennes: Presses Universitaires de Rennes.
<https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00570341v2>
- Grimal, R. (2012).** Des mobilités plus homogènes ou plus diversifiées ? *Économie et Statistique*, 457-458, 13–34. <https://doi.org/10.3406/estat.2012.9962>
- Hubert, J.-P., Meissonnier, J., Madre, J.-L. & Roux, S. (2013).** La pause méridienne : un facteur clé de l'évolution de la mobilité en France depuis 35 ans. *Économie et Statistique*, 457-458, 35–56.
<https://doi.org/10.3406/estat.2012.99623>
- Jouffe, Y., Caubel, D., Fol, S. & Motte-Baumvol, B. (2015).** Faire face aux inégalités de mobilité. Tactics, stratégies et projets des ménages pauvres en périphérie parisienne. *Cybergéographie : European Journal of Geography*.
<https://doi.org/10.4000/cybergeographie.26697>
- Lejoux, P. & Pochet, P. (2019).** Désynchronisations des temps et dissociation des lieux de travail. Les actifs à mobilité atypiques en Rhône-Alpes. *Espace Populations Sociétés*, 1. <https://doi.org/10.4000/eps.8420>
- Lesnard, L. (2006).** Flexibilité des horaires de travail et inégalités sociales. In: Insee, *Données sociales - La société française*, pp. 371–378. <https://www.hal.inserm.fr/CREST/halshs-00092421>
- Massot, M.-H. & Roy, E. (2004).** Lieu de vie - Lieu de travail. 25 années d'évolution de la distance au travail. Rapport Inrets.
- Massot, M.-H. & Orfeuil, J.-P. (2005).** La mobilité au quotidien, entre choix individuel et production sociale. *Cahiers internationaux de sociologie*, 118(1), 81–100. <https://doi.org/10.3917/cis.118.0081>
- Motte-Baumvol, B., Belton-Chevallier, L. & Shearmur, R. G. (2011).** Différences de genre et formes de dépendances des conjoints biactifs dans l'accompagnement des enfants. *Géographie, Économie, Société*, 13, 189–206. doi:10.3166/ges.13.189-206
- Munch, E. (2017).** *Mais pourquoi arrivent-ils tous à la même heure ? Le paradoxe de l'heure de pointe et des horaires de travail flexibles*. Thèse de doctorat, Université Paris Est.
<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01699034/document>
- Omnil, Île-de-France Mobilités (2019).** La nouvelle enquête globale transport. Présentation des premiers résultats 2018. *Assises de la mobilité en Île-de-France*, 24 septembre.
https://omnil.fr/IMG/pdf/presentation_egt_v_publicque_vf.pdf
- Orfeuil, J.-P. (2000).** *L'évolution de la mobilité quotidienne*. Synthèse Inrets.
https://www.lavoisier.fr/livre/transports/l-evolution-de-la-mobilite-quotidienne-comprendre-les-dynamiques-eclairer-les-controverses-synthese-inrets-n-37/orfeuil/descriptif_2200781
- Proulhac, L. (2019).** Qui se cache derrière la baisse de la mobilité automobile en Île-de-France ? Une analyse typologique des pratiques modales des actifs occupés franciliens. *Cybergéographie : European Journal of Geography*.
<https://doi.org/10.4000/cybergeographie.32010>
- Robette, N. (2012).** Les espaces de vie individuels : de la géographie à une application empirique en démographie. *Cybergéographie : European Journal of Geography*. <https://doi.org/10.4000/cybergeographie.25332>
- Sari, F. (2011).** Expliquer les déplacements domicile-travail en Île-de-France : le rôle de la structure urbaine et des caractéristiques socio-économiques. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 60, 123–156.
https://afitl.msh-lse.fr/tl_files/documents/CST/N60/Sari60.pdf
- Sautory, O. & Zilloniz, S. (2015).** De l'organisation des journées à l'organisation de la semaine : des rythmes de travail socialement différenciés. *Économie et Statistique*, 478-479, 155–188.
<https://doi.org/10.3406/estat.2015.10561>
- Tabaka, K. (2009).** *Vers une nouvelle socio-géographie de la mobilité quotidienne. Étude des mobilités quotidiennes des habitants de la région urbaine de Grenoble*. Thèse de doctorat, Université Joseph Fourier.
<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00420343>
- Tremblay, D.-G. (2003).** La difficile articulation des temps sociaux : concilier la vie familiale et la vie professionnelle. *Interventions économiques*. <https://doi.org/10.4000/interventionseconomiques.904>
- Vallée, J., Le Roux, G. & Chauvin, P. (2016).** Quartiers et effets de quartiers. Analyse de la variabilité de la taille des quartiers perçus dans l'agglomération parisienne. *Annales de géographie*, 708, 119–142.
<https://doi.org/10.3917/ag.708.0119>
- Zilloniz, S. (2015).** Le temps de déplacement entre domicile et travail. Des disparités selon l'organisation des horaires de travail. *Dares Analyses* N° 081.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/2015-081.pdf>

Tableau A1-1 – Test de comparaison de deux moyennes (test de Student) par motifs

	Déplacements (nombre/jour)	Distance (kilomètres/jour)	Durée (minutes/jour)
Motifs professionnels			
Sédentaire et standard vs. Sédentaire et décalée	***	**	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et décalée	***	***	***
Nomade et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Motifs personnels			
Sédentaire et standard vs. Sédentaire et décalée	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et standard	**	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et décalée	***	ns.	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et décalée	ns.	**	*
Nomade et standard vs. Nomade et décalée	***	**	***

Lecture : rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes au seuil de *** 1 % ; ** 5 % ; * 10 % ; ns. pour non significatif au seuil de 10 %.
Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

Tableau A1-2 – Test de comparaison de deux moyennes (test de Student) par modes de transport

	Déplacements (nombre/jour)	Distance (kilomètres/jour)	Durée (minutes/jour)
Transports publics			
Sédentaire et standard vs. Sédentaire et décalée	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et standard	ns.	***	ns.
Sédentaire et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et décalée	***	ns.	**
Nomade et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Modes motorisés individuels			
Sédentaire et standard vs. Sédentaire et décalée	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et décalée	***	***	***
Nomade et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***
Modes actifs			
Sédentaire et standard vs. Sédentaire et décalée	***	***	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et standard	***	ns.	***
Sédentaire et standard vs. Nomade et décalée	***	**	*
Sédentaire et décalée vs. Nomade et standard	***	***	***
Sédentaire et décalée vs. Nomade et décalée	ns.	ns.	ns.
Nomade et standard vs. Nomade et décalée	***	***	***

Lecture : rejet de l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes au seuil de *** 1 % ; ** 5 % ; * 10 % ; ns. pour non significatif au seuil de 10 %.
Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

ANNEXE 2

Tableau A2-1 – **Mobilité par mode de transport des cadres de Paris selon les formes d'organisation du travail**

	Sédentaire et standard	Sédentaire et décalée	Nomade et standard	Nomade et décalée	Ensemble
Déplacements (nombre/jour)	4.12	3.82	5.20	5.41	4.45
Transports publics	1.76	1.33	1.98	1.70	1.77
Modes motorisés individuels	0.49	0.75	1.02	1.69	0.73
Modes actifs	1.86	1.64	2.17	1.95	1.92
Autres modes	0.02	0.09	0.04	0.07	0.03
Distance (kilomètres/jour)	17.3	13.4	21.1	25.1	18.4
Transports publics	12.5	7.8	12.6	10.8	11.9
Modes motorisés individuels	3.5	4.3	7.0	13.1	5.1
Modes actifs	1.2	0.9	1.3	1.0	1.2
Autres modes	0.1	0.4	0.2	0.2	0.2
Durée (minutes/jour)	107	92	135	141	115
Transports publics	72	54	78	64	72
Modes motorisés individuels	15	19	31	52	22
Modes actifs	20	17	25	24	21
Autres modes	0	2	1	1	1

Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

Tableau A2-2 – **Mobilité par mode de transport des professions intermédiaires du périurbain selon les formes d'organisation du travail**

	Sédentaire et standard	Sédentaire et décalée	Nomade et standard	Nomade et décalée	Ensemble
Déplacements (nombre/jour)	4.06	3.55	5.66	6.02	4.42
Transports publics	0.54	0.14	0.31	0.26	0.45
Modes motorisés individuels	2.87	3.22	4.70	4.76	3.35
Modes actifs	0.65	0.19	0.65	1.00	0.62
Autres modes	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Distance (kilomètres/jour)	53.2	43.9	66.5	96.2	56.7
Transports publics	23.8	5.3	10.8	5.4	18.9
Modes motorisés individuels	29.1	38.5	55.5	90.6	37.7
Modes actifs	0.2	0.1	0.2	0.3	0.2
Autres modes	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Durée (minutes/jour)	121	87	183	199	134
Transports publics	50	13	28	16	41
Modes motorisés individuels	65	72	150	175	88
Modes actifs	6	2	5	8	5
Autres modes	0	0	0	0	0

Source et champ : Enquête Globale Transport 2010 (IDFM-DRIEA). Actifs occupés de l'échantillon.

N° 528-529 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Inégalités scolaires et politiques éducatives : une introduction / *School Inequalities and Educational Policies: An Introduction* – Georges Felouzis
- Mixité sociale : retour sur douze ans de ciblage des politiques d'éducation prioritaire / *Social Diversity: A Review of Twelve Years of Targeting Priority Education Policies* – Pierre Courtioux & Tristan-Pierre Maury
- Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Mesurer les effets établissements, au-delà de la moyenne / *What Makes a Good High School? Measuring School Effects beyond the Average* – Pauline Givord & Milena Suarez Castillo
- Les inégalités de compétences à la fin des études / *Inequalities in Skills at the End of Education* – Fabrice Murat
- L'université française, lieu de brassage ou de ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015) / *French Universities – A Melting Pot or a Hotbed of Social Segregation? A Measure of Polarisation within the French University System (2007-2015)* – Romain Avouac & Hugo Harari-Kermadec

ARTICLES

- La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise : quel impact sur la performance et la politique de distribution des liquidités dans le SBF 120 (2000-2014) ? / *Employee Participation in Corporate Governance: What Impact on the Performance and Cash Distribution Policy in the SBF 120 (2000-2014)?* – Cécile Cézanne & Xavier Hollandts
- Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers / *Characterising the Landscape in the Analysis of Urbanisation Factors: Methodology and Illustration for the Urban Area of Angers* – Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière & Julien Salanié

N° 526-527 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Imposition des couples et statut marital – Simulation de trois réformes du quotient conjugal en France / *Taxation of Couples and Marital Status – Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France* – Guillaume Allègre, Hélène Périvier & Muriel Pucci
- Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu / *Redistributive Effects of the Taxation of Couples and Families: A Microsimulation Study of Income Tax* – Mathias André & Antoine Sireyjol
- Commentaire – La familialisation des taxes et transferts, un enjeu pour l'impôt sur le revenu et les autres politiques publiques / *Comment: Family-Based Tax and Transfer System – Issues for Income Tax and Other Public Policies* – Clément Carbonnier

ARTICLES

- Les inégalités de revenu entre les départements français depuis cent ans / *Income Inequality across French Departments over the Last 100 Years* – Florian Bonnet, Hippolyte d'Albis & Aurélie Sotura
- Le travail dissimulé en France / *Undeclared Work – Evidence from France* – Laila AitBihiOuali & Olivier Bargain
- Le durcissement des conditions d'accès et d'emploi dans les professions artistiques en France – Les cas de la danse et du cirque (2006-2016) / *The Tightening of Employment Conditions and Access to Jobs in Artistic Occupations in France – The case of Dance and Circus Arts (2006-2016)* – Samuel Julhe & Émilie Salaméro
- Évaluation du crédit d'impôt innovation / *An Evaluation of the Innovation Tax Credit* – Simon Bunel & Benjamin Hadjibeyli

N° 524-525 (2021) – **VARIA**

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier Économie de la santé / *Introduction to the Thematic Section on Health Economics* – Carine Franc
- L'introduction du paiement à la performance : quel impact sur l'activité des médecins généralistes en France ? / *The Introduction of Pay-for-Performance: What Impact on General Practitioners' Activity in France?* – Brigitte Dormont, Aimée Kingsada & Anne-Laure Samson
- L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ? / *The Ban on Extra-Fees for Beneficiaries of the CMU-C Health Cover: What Consequences for Physicians and Dentists in Private Practice?* – Brigitte Dormont & Cécile Gayet
- Les travailleurs indépendants sous-investissent-ils dans leur santé ? / *Must-Trade and Catch-Up' – Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health?* – Estelle Augé & Nicolas Sirven

- Préférences de la population française pour l'accès à l'information génétique : une étude de choix discrets / *Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment* – Christine Peyron, Aurore Péliissier & Nicolas Krucien
- Effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les plans d'aide notifiés aux bénéficiaires / *The Effect of the 2015 Reform of the Personalized Autonomy Allowance on the Care Plans Notified to Beneficiaries* – Louis Arnault & Jérôme Wittwer

ARTICLES

- Liens entre les motifs de migration et l'origine géographique des migrants et leurs résultats sur les marchés du travail en Europe / *Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe* – Mehtap Akgüç & Cécile Welter-Médée
- Le cumul emploi retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants / *Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles* – Agathe Dardier

N° 522-523 (2021) – VARIA

- Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation / *Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: A Microsimulation Approach* – Mathias André & Anne-Lise Biotteau
- Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ? / *Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption* – Jérôme Ronchetti & Anthony Terriau
- Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008 / *The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis* – Raffaella Cascioli
- Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France / *Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France* – Claire Kersuzan & Matthieu Solignac
- Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples / *Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep within Couples* – Capucine Rauch

N° 520-521 (2020) – VARIA

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier thématique projections de population / *Introduction to the Thematic Section on Population Projections* – Laurent Toulemon, Gilles Pison & Isabelle Robert Bobée
- Perspectives de population mondiale – Une vision sur le long terme / *World Population Prospects: A Long View* – Thomas Buettner
- Projections probabilistes bayésiennes de population pour la France / *Bayesian Probabilistic Population Projections for France* – Vianney Costemalle
- Évaluer les prévisions probabilistes de population / *Evaluating Probabilistic Population Forecasts* – Nico Keilman
- Le vieillissement de la population française est-il inéluctable ? / *Is the Ageing of the French Population Unavoidable?* – Nathalie Blanpain
- Les dimensions dans les projections mondiales : un état des lieux / *Dimensions in Global Projections: An Overview* – Anne Goujon

ARTICLES

- L'accumulation de liquidités par les sociétés non financières en France : l'effet des besoins de couverture et de la baisse des coûts de financement / *Cash Accumulation by Non Financial Corporations: New Evidence of the Role of Hedging Needs and Lower Financing Costs in France* – Marie Baïanne Khder & Simon Ray
- Pouvoir de marché et part du travail / *Market Power and Labor Share* – Arthur Bauer & Jocelyn Boussard

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 530-31 - 2022

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162349-1 - ISSN 0336-1454 - ECO 530-31
Parution avril 2022 - PRIX : 17,20 €

