

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Varia

Dossier thématique Économie de la santé

Articles

Motif de migration, origine et intégration
des immigrés sur les marchés du travail en
Europe - Cumul emploi-retraite en France

Thematic Section Health Economics

Articles

Migration Motives, Region of Origin and
Immigrants' Integration in European Labour
Markets - Combining Work and a Pension
in 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 ». La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

The journal is available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed on-line. 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, IRISSE, 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 (Banque de France et École d'Économie d'Aix-Marseille)
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 University - 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 (Théma/Université de Cergy-Pontoise 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 (Direction générale du Trésor)
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) 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: ...

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

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE
1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne

Economie
Statistique **ET**

Economics
AND Statistics

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.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 524-525 – 2021

VARIA

DOSSIER THÉMATIQUE : ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

- 5 Introduction**
Carine Franc
- 11 L'introduction du paiement à la performance : quel impact sur l'activité des médecins généralistes en France ?**
Brigitte Dormont, Aimée Kingsada et Anne-Laure Samson
- 31 L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ?**
Brigitte Dormont et Cécile Gayet
- 49 Les travailleurs indépendants sous-investissent-ils dans leur santé ?**
Estelle Augé et Nicolas Sirven
- 67 Préférences de la population française pour l'accès à l'information génétique : une étude de choix discrets**
Christine Peyron, Aurore Pélissier et Nicolas Krucien
- 87 Effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les plans d'aide notifiés aux bénéficiaires**
Louis Arnault et Jérôme Wittwer

ARTICLES

- 105 Liens entre les motifs de migration et l'origine géographique des migrants et leurs résultats sur les marchés du travail en Europe**
Mehtap Akgüç et Cécile Welter-Médée
- 123 Le cumul emploi-retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants**
Agathe Dardier

Introduction au dossier Économie de la santé

Carine Franc*

Au cours de la dernière décennie, la revue *Économie et Statistique* avait consacré deux numéros spéciaux aux questions liées au secteur de la santé. Après ces numéros spéciaux parus en 2013 et en 2016, la présente édition rassemble dans un dossier thématique une sélection d'articles issus des 41^{es} Journées des économistes de la santé français (JESF) qui se sont tenues à l'université de Poitiers en décembre 2019. Ces journées, organisées tous les ans, donnent lieu une année sur deux à la publication d'une sélection de contributions dans une revue généraliste à comité de lecture. Ainsi, après la *Revue Économique* en 2009, *Économie Publique* en 2010 et en 2012, puis *Économie et Statistique*, la *Revue Française d'Économie* en 2017, et la *Revue d'Économie Politique* en 2019, c'est *Economie et Statistique / Economics and Statistics* qui accueille cette nouvelle édition. Ces publications illustrent le souci constant du Collège des économistes de la santé, organisateur de ces journées, de largement diffuser les résultats des travaux menés dans le domaine.

En 2015, le titre de l'introduction était évocateur d'une situation déjà tendue : « un secteur toujours en tension ». Que dire aujourd'hui, en 2021 ? Comment qualifier la situation actuelle du secteur de la santé ? Dans les premières lignes, nous y soulignons un environnement économique difficile et un contexte budgétaire particulièrement contraint pour la décision publique. Mais alors, que penser des contraintes qui pèsent aujourd'hui sur les décideurs politiques ? La pandémie de la Covid-19 a bousculé notre économie en même temps que nos vies et continue de déstabiliser un système de santé fragile puisque « sous tension » depuis déjà plusieurs années.

Au regard des premiers mois de cette année sidérante de pandémie de la Covid-19, la Cour des comptes a estimé, dès l'automne 2020, à près de 27.3 Mds € la chute exceptionnelle des recettes des organismes de sécurité sociale par rapport à celles prévues dans la loi de financement adoptée fin 2019 (Cour des comptes, 2020). Dans le même temps, la cour évaluait la hausse des dépenses à près de 11.5 Mds €, essentiellement du fait de la hausse vertigineuse des dépenses de l'assurance maladie. Ainsi, à la fin septembre 2020, le projet de loi de finance de la sécurité sociale prévoyait un déficit de plus de 44 Mds € avant qu'il ne soit revu à la hausse dans la loi de financement votée en fin d'année puisqu'évalué pour le régime général à 49 Mds € (y compris fond de solidarité vieillesse). De façon attendue, la contribution du déficit de la branche maladie est massive avec un déficit estimé pour 2020 à 33.7 Mds € soit près de 70 % du déficit cumulé attendu (LFSS pour 2021, 2020). Pourtant les arbitrages des dernières années, fortement régulés par des Objectifs nationaux des dépenses d'assurance maladie (Ondam), avaient permis de contenir les déficits de la branche maladie et ce, malgré la hausse continue des dépenses de santé. En effet, l'Ondam constitue un outil de régulation des dépenses de l'Assurance maladie : son périmètre correspond à la partie de la consommation en soins et biens médicaux (CSBM) financée par la Sécurité sociale (y compris les régimes spéciaux) à laquelle s'ajoutent certains postes relevant du champ plus large de la dépense courante de santé (DCS). Chaque année, le Parlement fixe des objectifs de dépenses maximales pour les soins de ville et les soins hospitaliers lors du vote de la loi de financement de la Sécurité sociale. Entre 2000 et 2019, les dépenses réalisées dans le champ de l'Ondam ont presque doublé passant de 103 Mds € à plus de 200 Mds € (soit une augmentation de 94 %) (LFSS pour 2021, 2020), cette progression

* INSERM (carine.franc@inserm.fr)

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: Franc, C. (2021). Introduction to the Thematic Section on Health Economics. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 5–9. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2041

étant largement expliquée par celle des dépenses de santé plus que par des modifications de périmètre. Par exemple, entre 2006 et 2019, la CSBM a progressé en valeur de plus de 35 % (Marc *et al.*, 2020).

Pour 2020, bien évidemment, les chiffres dévient complètement des tendances observées sur les années précédentes et le dépassement pour 2020 atteindrait 13 Mds € pour un Ondam estimé à plus de 219 Mds € (LFSS pour 2021, 2020). Même si les montants ne sont pas stabilisés, le surcoût brut exceptionnel pourrait atteindre 18 Mds €. Ces dépenses engagées en réponse à la crise sanitaire correspondent essentiellement aux achats de matériel médical et de masques, à la prise en charge des tests diagnostiques, aux aides financières, allouées dans l'urgence, aux hôpitaux et établissements médico-sociaux pour la réorganisation des soins, au recrutement des personnels et versements des primes aux soignants, aux financements des arrêts de travail pendant les confinements, etc. Cette crise a exacerbé les tensions des professionnels de santé et, tout particulièrement, celles des personnels hospitaliers, tensions qui couvaient de longue date. Pour y faire face, dans cette situation économique, sociale et sanitaire inédite, le gouvernement a proposé un plan dit « le Ségur de la Santé ». Ce plan se traduit notamment par des revalorisations salariales pour l'ensemble des personnels des établissements de santé et des EHPAD pour près de 1 Md € dès 2020 et de 6 Mds € supplémentaires en 2021. Les bouleversements sont toutefois loin de n'avoir concerné que l'hôpital : le nombre de consultations en ville et particulièrement le nombre de consultations de médecine générale a fortement baissé au cours des cinq premiers mois de l'année 2020 : -12 % par rapport à la même période en 2019, avec en particulier une baisse des remboursements de 14 % en mars et de 28 % en avril (PLFSS, 2021, Annexe 1). Pour que ce moindre recours se traduise le moins possible par une dégradation de la situation sanitaire des patients « non-Covid », en sus de la simplification de l'accès aux téléconsultations, des incitations tarifaires ont été mises en place pour favoriser l'offre de consultations « longues » par les médecins généralistes pour leurs patients fragiles qui avaient renoncé à consulter pendant le confinement. Pourtant et malgré ces dépenses massives pour contrer l'épidémie et celles pour limiter ses conséquences, les premières évaluations menées dès juillet 2020 mettaient en évidence les inégalités sociales et territoriales face à la crise sanitaire (Dubost *et al.*, 2020). Dès les premiers mois de la crise, les inégalités sociales se révélaient déjà à tous les niveaux, dans l'exposition au virus, dans la vulnérabilité au virus avec, on le sait, une disparité sociale importante des facteurs aggravants et des comorbidités, et dans la prise en charge et l'accès aux soins. Plus spécifiques à cette crise sanitaire, les inégalités se révélaient aussi fortement face au confinement avec par exemple, l'absence de continuité des soins pour les « autres » patients, et évidemment des disparités importantes de conditions de logement et d'isolement comme aussi de sécurité matérielle. Si depuis plusieurs années, de nombreux travaux ont montré la hausse importante des inégalités sociales et notamment des inégalités sociales de santé dans nos sociétés occidentalisées, la crise sanitaire les a peut-être, pour un temps, rendues moins « supportables ». Même la Réserve Fédérale Américaine (Fed), peu connue pour prendre en compte les effets redistributifs de sa politique monétaire, a affirmé, par la voix de son président Jerome Powell, que les Africains-Américains et les Hispaniques avaient été les plus affectés par la hausse du taux de chômage consécutif à cette crise – comme lors des précédentes (Powell, 2020). Pour rendre plus efficace son action, la Fed devrait prendre spécifiquement en compte ces disparités dans les ajustements de la politique monétaire. Une révolution de pensée ?

Au-delà des données de cadrage macro-financier qui prennent, dans la conjoncture actuelle, des dimensions « hors normes », le secteur de la santé est un champ de recherche remarquable pour les économistes. Il concentre en effet à peu près toutes les défaillances de marché possibles, dont l'ampleur peut parfois être considérable. Ces défaillances, loin de constituer seulement des distorsions théoriques à un équilibre hypothétique, justifient l'intervention des autorités publiques sous de multiples formes et sur de nombreuses dimensions. Citons, entre autres, les interventions publiques qui prennent la forme d'entraves à la concurrence (brevets, *numerus clausus*, etc.) ou de fortes régulations des prix sur le secteur pour notamment pallier les problèmes liés aux asymétries d'informations (prix des médicaments, des examens et dépistage, des soins médicaux, instauration de franchise, etc.).

Une autre défaillance illustre aujourd'hui parfaitement les spécificités du « bien santé » et l'indispensable action des pouvoirs publics : c'est la réponse publique aux questions liées aux externalités. Dans le contexte de pandémie de la Covid-19, il apparaît évident qu'il est dans l'intérêt de la santé de tous que chacun puisse avoir accès à un dépistage dès le premier doute et à un vaccin dès sa mise sur le marché... tout aussi essentielle est alors la question du recours suffisant au vaccin pour atteindre cette nécessaire immunité collective. En effet, les décisions individuelles ne tenant pas compte de l'intérêt général, les plus jeunes, les moins « à risque » ou encore les plus averses au risque (d'effets indésirables) pourraient être moins enclins à se faire vacciner, et ce malgré une mise à disposition gratuite du vaccin. Des incitations supplémentaires, qu'elles soient financières (une prime) ou en nature (*voucher* pour une bière !, place pour un événement sportif) peuvent convaincre quelques candidats de plus. Les autorités publiques peuvent également introduire des barrières à l'entrée pour la consommation de certains biens (restaurants, concerts, voyages, etc.) *via* la mise en place d'un « permis d'entrée sur le marché » ou d'un « Pass sanitaire ». Ainsi l'éventail des incitations disponibles pour induire un niveau de consommation optimal d'un bien offrant de fortes externalités positives de consommation est bien complet. Reste ensuite l'obligation vaccinale comme outil de régulation... Un véritable cas d'école pour l'économiste !

Ainsi, clairement et avant tout, la santé n'est pas un bien comme les autres... et si c'est une évidence au niveau individuel, pour chacun de nous, c'est également un fait établi dans le champ économique. Aussi, outre les considérations altruistes, bien évidemment importantes, cela serait une erreur majeure de considérer les dépenses de santé uniquement comme un poids dans l'économie. Pourtant, comme le confirmait le groupe d'expert à la Commission de haut niveau sur l'Emploi en Santé et la Croissance économique (Horton *et al.*, 2016), l'emploi dans le secteur de la santé est généralement considéré comme « un fardeau économique excluant souvent toute possibilité de réussite et de gains de productivité ». Selon cette Commission, chiffres à l'appui, cet emploi en santé devrait à l'inverse être perçu comme un investissement très intéressant, non seulement pour parvenir à l'équité en santé, mais également pour renforcer et stabiliser une croissance économique inclusive. Pour James (2017), les systèmes de santé sont essentiels au fonctionnement efficace de l'économie d'un pays : les adultes en bonne santé sont plus productifs ; les enfants en bonne santé réussissent mieux à l'école. Cela renforce les performances économiques et rend la croissance plus durable et inclusive. Le secteur des soins de santé est également une importante source d'emplois. En moyenne, les activités de santé et de travail social représentaient environ 11 % de l'emploi total dans les pays de l'OCDE en 2014 (James, 2017). Plus largement, et dans une optique de croissance endogène, la santé comme l'éducation constituent des composantes essentielles du capital humain justifiant un financement largement public (Barnay *et al.*, 2019). Enfin, comme le soulignait Cornilleau (2012), si l'évolution des dépenses de santé constitue un réel défi pour la croissance, du fait justement qu'il s'agit souvent de dépenses socialisées, elles « concourent à l'augmentation du bien-être dans une proportion difficile à mesurer mais certainement importante ».

Les quelques contributions présentées lors des JESF de décembre 2019 reprises dans ce numéro s'inscrivent toutes dans des thématiques récurrentes et permettent d'aborder un certain nombre d'analyses éclairantes pour la décision publique.

Si la conjoncture actuelle a exacerbé les tensions des professionnels de santé, les questions liées à leurs rémunérations ne sont clairement pas un sujet nouveau. **Brigitte Dormont, Aimée Kingsada et Anne-Laure Samson** reviennent sur le premier système de paiement à la performance proposé en France aux médecins en 2009 *via* le Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI). Elles s'interrogent sur l'effet de ce système, principalement destiné aux médecins généralistes, sur leurs comportements d'offre de soins, en termes d'intensité de leur activité par patient comme de leur implication dans la montée en charge du dispositif du médecin traitant. Les auteures montrent également que les effets du CAPI ne sont pas neutres du point de vue des honoraires des médecins par patient avec donc des conséquences sur la dynamique des honoraires dans les dépenses en soins de ville pour la Sécurité sociale.

La régulation des honoraires des médecins en soins de ville est une longue histoire, celle de la recherche d'un équilibre à trouver entre attractivité de l'exercice libéral pour les professionnels et accessibilité pour les patients. **Brigitte Dormont et Cécile Gayet** étudient les conséquences, pour les médecins et dentistes libéraux, de l'interdiction des dépassements d'honoraires pour les patients bénéficiaires de la CMU-C. En particulier, elles examinent à quel point cette interdiction crée une contrainte financière pour les médecins du secteur 2 (pratiquant des dépassements) et les dentistes libéraux qui pourrait les conduire à exclure ces patients, alors même que l'idée est de favoriser leur accès aux soins. Les auteures montrent que si le niveau du dépassement moyen tend à diminuer lorsque les professionnels reçoivent des patients CMU-C, il ne semble pas y avoir d'impact négatif sur les honoraires totaux du fait, dans le même temps, d'une augmentation de leur activité.

Bien évidemment, les inégalités de recours ne sont pas le seul résultat des comportements des offreurs de soins. S'il est bien connu que la demande de soins dépend de l'âge, à travers l'évolution des besoins de soins, le lien entre cette demande et les caractéristiques de l'activité professionnelle est moins établi. **Estelle Augé et Nicolas Sirven** en proposent une analyse à partir du recours aux soins des travailleurs indépendants par rapport aux salariés. Les auteurs montrent ainsi que les travailleurs indépendants ont tendance à consommer moins de soins ambulatoires au cours de leur vie professionnelle (effet que les auteurs appellent « *must-trade* »), alors que leur consommation augmente ensuite pour progressivement rattraper les niveaux observés parmi les salariés après la retraite (effet « *catch-up* »), suggérant que leur santé diminue donc plus rapidement au cours du cycle de vie.

Outre les coûts d'opportunité qui peuvent expliquer les choix de recours aux soins, les préférences jouent évidemment un rôle clé dans les arbitrages économiques individuels. Faire révéler les préférences aux individus est donc essentiel pour comprendre leurs décisions individuelles. En développant une étude des choix discrets, **Christine Peyron, Aurore Pélessier et Nicolas Krucien** analysent les préférences de la population française concernant les modalités et le contenu de l'information génétique potentiellement accessible avec la médecine génomique. Les auteurs mettent en évidence un souhait d'accéder aux résultats génétiques les plus exhaustifs possibles, avec une volonté d'autonomie des individus quant au choix des informations communiquées, et une certaine valorisation d'une contribution à la recherche à travers la mise à disposition de leurs données génétiques.

Dans une dernière contribution, **Louis Arnault et Jérôme Wittwer** étudient l'effet de la réforme de 2015 de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA à domicile) sur les aides effectivement reçues par les bénéficiaires en fonction de leur niveau de dépendance. Les auteurs montrent que si le montant moyen d'aide proposé aux bénéficiaires les moins autonomes a significativement augmenté entre 2011 et 2017, celui proposé aux moins dépendants a diminué, à caractéristiques données. Au sein de chaque GIR caractérisant le niveau d'autonomie, les distributions des montants sont plus étalées en 2017, y compris « à gauche », laissant supposer que les contraintes budgétaires pesant sur les conseils départementaux ont conduit à réduire les montants proposés aux personnes relativement plus autonomes pour financer la hausse de ceux notifiés aux personnes les plus sévèrement dépendantes.

Dans le contexte actuel, plus que jamais, l'analyse économique doit contribuer à la décision politique en assurant la promotion des dépenses efficaces. En effet, si l'adage populaire considère que « la santé n'a pas de prix », elle a rarement eu un tel coût ! Bien sûr, les chocs financiers sont massifs sur le secteur de la santé, mais ils le sont aussi pour beaucoup d'autres secteurs de l'économie et bien au-delà, la pandémie a bousculé nos modes de vie, et continue d'affecter nos interactions sociales et même familiales, nos libertés, etc. Le choc est tel qu'il est impossible que cette pandémie ne marque pas l'histoire des peuples et l'histoire économique de notre temps. Il est encore difficile, voire impossible, de faire le compte des bouleversements qu'aura induit cette crise. Ainsi, on peut espérer que contrairement à ce que Chantal Cases et Brigitte Dormont déploraient dans la préface du numéro spécial paru en 2013, l'analyse économique puisse jouer un rôle clé dans les décisions touchant le système de santé. En effet, dans cette période inédite de pandémie, il est devenu évident,

souhaitons-le pour le plus grand nombre, que les outils de l'économiste pourront aider et accompagner la décision publique. Au regard des enjeux du redressement économique, les arbitrages qui devront être faits avec leurs conséquences inévitables sur l'organisation du système de santé, sur le fonctionnement des différents acteurs, et sur le ou les modèles de son financement reflèteront *in fine* des choix de société. □

Je tiens à remercier les membres du comité scientifique des Journées des économistes français de la santé pour leur précieux travail en amont des Journées. Merci également aux rapporteurs qui ont contribué au processus d'évaluation des articles pour la revue Economie et Statistique / Economics and Statistics.

Références

- Barnay, T., Mihoubi, F. & Videau, Y. (2019).** Éditorial. L'évaluation des politiques publiques dans un contexte de défaillances de marché : applications aux domaines de l'éducation, de la santé, de l'environnement et du territoire. *Économie & prévision*, 2(2), I-X.
<https://doi.org/10.3917/ecop.216.0001>
- Cornilleau, G. (2012).** Croissance et dépenses de santé. *Les Tribunes de la santé*, 3(3), 29–40.
<https://doi.org/10.3917/seve.036.0029>
- Cour des comptes (2020).** Finances et comptes publics – La sécurité Sociale. Rapport sur l'application des lois de financement de la sécurité sociale. *Synthèse*, Octobre 2020
https://www.ccomptes.fr/system/files/2020-10/20201007-synthese-securite-sociale-2020_0.pdf
- Dubost, C.-L., Pollak, C., Rey, S. (coord.) et al. (2020).** Les inégalités sociales face à l'épidémie de Covid-19 - État des lieux et perspectives. *Les Dossiers de la DREES*, 62.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-10/DD62.pdf>
- Horton, R., Araujo, E. C., Bhora, H., Bruysten, S., ... & Yamin, A. E. (2016).** Rapport final du groupe d'experts de la Commission de haut niveau sur l'Emploi en Santé et la Croissance économique. OMS.
<http://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/250132/9789242511284-fre.pdf;jsessionid=5B90FB7603FE3BC93C080D7262A72D15?sequence=1>
- James, C. (2017).** Health and inclusive growth: changing the dialogue. In: Buchan, J., Dhillon, I.S. & Campbell, J. (Eds). *Health Employment and Economic Growth: An Evidence Base*, Ch. 8. Geneva: World Health Organization.
https://www.who.int/hrh/resources/WHO-HLC-Report_web.pdf?ua=1
- LFSS pour 2021 - Loi de Financement de La Sécurité Sociale (2020).** Loi 2020-1576 du 14 décembre 2020 de financement de la sécurité sociale pour 2021, article 10.
<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000042665307>
- Marc, C., Héam, J.-C., Mikou, M. & Portela, M. (2020).** Les comptes de la santé 2019. Édition 2020, DREES, Ministère de la Santé.
- PLFSS - Projet de loi de finance de la Sécurité Sociale (2021).** Rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale –Maladie, Annexe 1.
<https://www.securite-sociale.fr/files/live/sites/SSFR/files/medias/PLFSS/2021/PLFSS-2021-ANNEXE%201-Maladie.pdf>
- Powell, J. H. (2020).** New Economic Challenges and the Fed's Monetary Policy Review. Board of Governors of the Federal Reserve System. In: *Navigating the Decade Ahead: Implications for Monetary Policy*, an economic policy symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole, Wyoming.
<https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/powell20200827a.htm>
-

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** et Anne-Laure Samson***

Résumé – En France, un système de paiement à la performance a été proposé aux médecins en 2009 via le Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI). Cette étude évalue l'impact causal du CAPI sur leurs comportements d'offre de soins. À partir d'un panel de médecins généralistes libéraux observés avant (2005 et 2008) et après (2011) sa mise en place, nous estimons un modèle en différences premières à variable instrumentale pour corriger des biais d'endogénéité liés au fait que l'adhésion au CAPI est un choix. Nous montrons que les adhérents au CAPI n'ont pas diminué, contrairement aux autres médecins, le nombre de consultations par patient ni le montant des prescriptions par patient. Ils ont également augmenté, plus fortement que les autres, la part de leurs patients suivis en tant que médecin traitant. Par ailleurs, le CAPI a permis d'augmenter les honoraires par patient, avec en conséquence, un coût de prise en charge plus élevé pour la Sécurité sociale.

Abstract – In 2009, a system of pay-for-performance (P4P) was offered to physicians in France via the Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI). This study assesses the causal impact of CAPI on their behaviour in terms of care provision. Based on a panel of general practitioners in private practice observed before (2005 and 2008) and after (2011) its introduction, we use an instrumental variables approach, applied to a model in first-differences in order to correct the endogeneity biases linked to the fact that signing up to CAPI is a choice. We show that, unlike other practitioners, those who have signed up to CAPI have not reduced their number of consultations per patient or the amount of prescriptions per patient. They have also increased, to a greater extent than others, the proportion of their patients who they treat as the primary care doctor (i.e. the médecin traitant). Moreover, CAPI has enabled them to increase their fees per patient with, as a consequence, a higher treatment cost for the Social Security system.

Codes JEL / JEL Classification : I18, J22, C23, C26

Mots-clés : paiement à la performance, CAPI, offre de soins, médecins généralistes

Keywords: pay-for-performance, CAPI, care provision, general practitioners

*Université Paris Dauphine-PSL, LEDA, CNRS, IRD, LEGOS (brigitte.dormont@dauphine.psl.eu) ; **Université Paris Dauphine-PSL, LEDA, CNRS, IRD, JEET (aimee.kingsada@dauphine.psl.eu) ; ***Université de Lille, CNRS, IESEG School of Management, UMR 9221 – LEM, Lille Économie Management (anne-laure.samson@univ-lille.fr)

Les auteures remercient, pour leurs remarques et suggestions E. Bonsang, D.S. Kossi, les participants aux 41^{es} Journées des Économistes de la Santé (Poitiers, décembre 2019) et au séminaire Legos (Université Paris-Dauphine, février 2019) ainsi que deux rapporteurs anonymes. Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention d'accès aux données entre l'université Paris-Dauphine et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) du ministère des Solidarités et de la santé.

Reçu en mars 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: Dormont, B., Kingsada, A. & Samson, A.-L. (2021). The Introduction of Pay-for-Performance: What Impact on General Practitioners' Activity in France? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 11–29. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2045

La façon dont les médecins sont rémunérés influence leurs comportements d'offre de soins et l'efficacité du système de santé. Le choix entre capitation, salariat ou paiement à l'acte, ou la combinaison de ces modes de paiement ont un impact sur le volume et la qualité des soins prodigués, l'accès aux soins des populations et l'efficacité des dépenses de santé (Grignon *et al.*, 2002).

En France, le paiement à l'acte reste dominant. Ce type de paiement incite les médecins à répondre à la demande et à satisfaire les besoins des patients (Albouy & Déprez, 2009). Pour autant, de nombreux effets indésirables lui sont associés. Dans le secteur 1, où les tarifs sont fixés, le revenu des médecins dépend principalement du volume de leur activité. Le paiement à l'acte peut alors les conduire à multiplier les actes, ce qui nuit à l'efficacité du système de santé (Delattre & Dormont, 2003). En outre, il encourage les soins curatifs au détriment d'une approche préventive car il ne rémunère pas les bénéfices à long terme de la prévention (Franc & Lesur, 2004).

C'est dans ce contexte que la Caisse Nationale d'Assurance Maladie (CNAM) a mis en place, en 2009, un dispositif de paiement à la performance, le Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI)¹. Ce contrat introduisait un nouvel élément de rémunération pour les médecins, associé à l'atteinte d'objectifs en matière de qualité et assis non sur le nombre d'actes délivrés, mais sur le nombre de patients suivis en tant que médecin traitant. Basé sur le volontariat, le CAPI prévoyait une rémunération forfaitaire s'ajoutant au paiement à l'acte et dont le montant dépendait du taux d'atteinte des objectifs fixés (*infra*).

La rémunération à la performance a émergé dans plusieurs pays de l'OCDE (États-Unis, Australie, Allemagne, etc.), à la suite du Royaume-Uni, pionnier en la matière en 2004 avec le programme *Quality and Outcomes Framework*. Avec sa généralisation, un grand nombre d'études empiriques ont évalué son impact. Toutes analysent l'effet des incitations financières sur l'atteinte des objectifs fixés par les programmes, les différentes incitations étant souvent évaluées séparément. Elles concluent à un effet mitigé de la rémunération à la performance. En France, les évaluations disponibles à ce jour suggèrent un effet nul ou limité. Nous abordons ici cette question sous un angle différent, en examinant si les incitations financières du CAPI, qui augmentent la part de la rémunération des médecins liée au patient et non à l'acte, modifient les pratiques

des médecins et la structure de leur activité. Cet angle d'analyse n'a pas été développé en France (ni, à notre connaissance dans la littérature internationale) pour l'évaluation des paiements à la performance.

Nous utilisons un panel cylindré de médecins généralistes, observés avant (2005 et 2008) et après (2011) la mise en place du CAPI. Le cylindrage est imposé par notre méthode d'évaluation. Il conduit à travailler sur les médecins qui ont eu une activité continue en libéral sur la période 2005-2011. Ceux-ci représentent sur la période 84 % des actes délivrés et 82 % des patients pris en charge. À l'aide d'une estimation à variable instrumentale appliquée à un modèle en différences premières, nous évaluons l'impact causal du CAPI sur les comportements d'offre de soins des médecins généralistes « traités » par le CAPI.

La période étudiée est marquée par une forte croissance de la demande potentielle s'adressant à chaque médecin, due à l'évolution de la démographie médicale, aux préférences des jeunes générations de médecins et au développement des maladies chroniques. Les médecins de notre échantillon connaissent une augmentation considérable de leur nombre de patients (+14.7 %) qui va de pair avec une diminution tout aussi remarquable du nombre de consultations par patient (-14.1 %). Dans ce cadre, le CAPI introduit un contrepoids significatif à ces évolutions : contrairement à leurs collègues, les médecins qui ont choisi le CAPI n'ont pas accepté plus de patients, ni diminué leur nombre de consultations par patient ; ils n'ont pas non plus diminué le montant des prescriptions par patient. Ils ont aussi augmenté, beaucoup plus que leurs confrères, la part de leurs patients suivis en tant que médecin traitant. En générant un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés, le CAPI a permis d'augmenter le temps dévolu à chaque patient et en conséquence les honoraires par patient. Cet effet significatif du CAPI sur les pratiques des médecins, qui peut traduire une amélioration de la qualité de la prise en charge des patients, va de pair, pour la Sécurité sociale, avec une augmentation significative du coût des soins de chaque patient concerné.

La structure de l'article est la suivante. La section 1 propose une synthèse de la revue de la littérature sur les effets du paiement à la

1. Le Conseil national de l'Ordre des médecins y était opposé, voyant ce contrat comme une atteinte à l'indépendance des médecins, nuisant en outre à la relation de confiance entre le médecin et son patient (Dormont, 2013).

performance pour situer notre contribution. La section 2 revient sur le fonctionnement du CAPI et présente les données utilisées, la construction de l'échantillon et des statistiques descriptives. La stratégie empirique est décrite en section 3, les résultats sont exposés en section 4, puis nous concluons.

1. Revue de la littérature

Depuis les années 2000, de nombreux pays de l'OCDE ont mis en place un système de rémunération à la performance avec l'objectif d'améliorer la qualité des soins fournis (*via* une meilleure prise en charge des maladies chroniques, un dépistage précoce des cancers, etc.) et l'efficacité des dépenses de santé. L'émergence de ce nouveau système a donné lieu à un grand nombre d'études visant à évaluer son coût et son efficacité (voir Cashin *et al.*, 2014 pour une synthèse). La quasi-totalité des études évalue les effets de ces incitations sur l'atteinte de chacun des objectifs directement ciblés par les incitatifs financiers (Van Herck *et al.*, 2010 ; Flodgren *et al.*, 2011 ; Scott *et al.*, 2011 ; Gillam *et al.*, 2012 ; Eijkenaar *et al.*, 2013). Ces travaux montrent des effets variables sur la qualité car, comme l'indiquent Kantaveric *et al.* (2013), les résultats dépendent directement de la méthodologie des évaluations ainsi que de la structure du dispositif et plus précisément du contenu des incitations (montant des primes, nombre d'objectifs et mesure de leur réalisation). Ils sont également très dépendants de l'organisation du système de santé du pays (notamment système de paiement initial, pratique en cabinet individuel ou de groupe). Le paiement à la performance peut également avoir des retombées sur les autres activités du médecin, celles non concernées par les incitations financières, mais là encore les effets estimés sont contradictoires selon les études, même lorsqu'elles portent sur les mêmes pays : par exemple pour la Grande Bretagne, Doran *et al.* (2011) concluent à une dégradation de la qualité des soins non concernés par le paiement à la performance alors que, précédemment, Sutton *et al.* (2010) avaient abouti à la conclusion inverse.

À la différence d'autres pays, peu d'études économétriques évaluent en France les effets du paiement à la performance. Comme la littérature internationale, ces études cherchent surtout à quantifier son impact en termes d'atteinte des objectifs ciblés par les incitations financières, ou de qualité des soins. Saint-Lary & Sicsic (2015) évaluent ainsi l'effet du CAPI sur la durée des consultations, utilisée comme proxy de la qualité des soins, et montrent que les durées de

consultations des médecins adhérant au CAPI ne sont pas significativement plus longues que celles des autres. Sicsic & Franc (2017) analysent l'effet du CAPI sur les taux de mammographie prescrits aux femmes de 50 à 74 ans mais ne trouvent aucune différence significative entre signataires et non signataires du CAPI. Selon eux, la somme allouée à cet indicateur ne génère pas suffisamment d'incitations pour améliorer significativement les pratiques de prévention du cancer du sein. Dans ces études, bien que les auteurs mettent en évidence une sélection des médecins dans le dispositif, les spécifications économétriques utilisées ne permettent pas de contrôler de cette endogénéité. En revanche, Michel-Lepage & Ventelou (2016) estiment un modèle probit à variables instrumentales pour évaluer l'effet du CAPI sur l'atteinte de l'objectif de réduction des prescriptions de benzodiazépines chez les patients âgés de 65 ans et plus. Leurs résultats suggèrent que le CAPI a un impact significatif, mais faible. Toutefois, l'exogénéité de l'instrument utilisé (le nombre de consultations des médecins sur la période étudiée) est contestable. De plus, leur période d'étude (juin 2011 à décembre 2012) recouvre la mise en place de la ROSP² : le groupe contrôle (non adhérent au CAPI) a donc lui aussi des incitations financières à atteindre cet objectif. Rat *et al.* (2014), qui s'intéressent au même indicateur, mais dans le cadre de la ROSP et sans instrumenter le montant des paiements reçus *via* la ROSP, n'observent aucun effet du paiement à la performance.

Par rapport à ces résultats incertains sur l'efficacité du dispositif, notre contribution à la littérature est double. Tout d'abord, nous examinons si le CAPI, qui modifie la forme des paiements reçus par les médecins en donnant un moindre poids au paiement à l'acte, a un impact sur les comportements d'offre de soins des médecins. Si nos données ne contiennent pas d'observation du détail des prescriptions pharmaceutiques (génériques ou princeps), ni des tests et dosages sanguins prescrits, elles offrent en revanche une bonne information sur un ensemble de variables relatives aux comportements d'offre de soins : nombre de consultations, d'actes, nombre et proportion de patients suivis en tant que médecin traitant, bénéficiaires de la CMU-C, bénéficiaires d'une ALD, structure par âge et sexe de la patientèle, montants des prescriptions, composantes du revenu du médecin. L'évaluation d'un paiement à la performance

2. Rémunération sur Objectifs de Santé Publique, qui a généralisé la rémunération à la performance à l'ensemble des médecins en 2012.

sous cet angle de l'impact sur la structure de l'offre de soins n'a, à notre connaissance, pas encore été effectuée, que ce soit dans la littérature française ou internationale.

Par ailleurs, notre stratégie empirique évalue l'impact de ces incitations en prenant en compte l'endogénéité de l'adhésion au dispositif CAPI. Notre spécification en différences premières estimée avec une méthode à variable instrumentale permet l'évaluation d'un effet local, mesuré sur les seuls *compliers*, à partir d'un échantillon cylindré de médecins ayant de façon continue une activité en libéral sur la période 2005-2011. Nos résultats doivent donc être interprétés avec précaution. En tout état de cause, notre approche permet de corriger les estimations des biais liés à l'endogénéité de l'adhésion au CAPI, ce qui n'est habituellement pas le cas – ou imparfaitement le cas – dans les études françaises.

2. Le dispositif CAPI, données et statistiques descriptives

En mars 2009, l'union nationale des caisses d'assurance maladie a instauré le paiement à la performance en France, *via* le CAPI (Journal Officiel, 2009). Le dispositif a pour but d'encourager les médecins à suivre les recommandations de bonnes pratiques émises par la Haute Autorité de Santé en termes de suivi de leur patientèle (plus de prévention, accompagnement des patients atteints de maladies chroniques), tout en contenant la progression des dépenses de santé. Le contrat réduit la part du paiement à l'acte dans la rémunération des médecins, qui est connu pour inciter à prodiguer des actes plus nombreux et des soins plus curatifs que préventifs. Tout médecin traitant conventionné en libéral et ayant une taille minimale de patientèle et de volume de prescriptions pouvait signer, sur la base du volontariat, un contrat d'une durée de trois ans avec l'Assurance Maladie. Les médecins étaient ensuite libres de quitter le dispositif s'ils le

souhaitaient. En signant un CAPI, le médecin s'engage à respecter des objectifs fixés par la loi de santé publique en échange d'une contrepartie financière (voir encadré).

Près de 16 000 médecins traitants libéraux ont signé un CAPI sur la période couverte par ce dispositif, soit plus d'un médecin éligible sur trois (Commission des Comptes de Sécurité Sociale, 2011). Cette adhésion s'est faite progressivement : le nombre cumulé de médecins adhérents était de 5 000 en juin 2009, de 13 000 en décembre 2009, de 14 000 en juin 2010 et de 15 500 en décembre 2010. L'essentiel des adhésions a donc eu lieu au cours de l'année 2009. Dans sa communication, la Caisse Nationale d'Assurance Maladie (CNAM) a mis en avant le succès du CAPI dès sa première année d'existence (CNAM, 2010), avec des taux de réalisation des objectifs des signataires du CAPI qui ont augmenté plus fortement que chez les non signataires. Par ailleurs, les taux de réalisation des signataires du CAPI étaient initialement (avant leur adhésion) plus élevés que ceux des non signataires.

2.1. Les données : un panel exhaustif de médecins généralistes libéraux français

L'étude utilise les données d'un appariement, produit par l'Insee pour le compte de la DREES à partir de deux sources administratives exhaustives sur les médecins libéraux conventionnés exerçant en France. La première, fournie par la CNAM, contient des informations sur les caractéristiques sociodémographiques du médecin, la structure de son activité, de sa patientèle et de ses honoraires. Elle est appariée aux données de la Direction Générale des Finances Publiques (DGFIP), qui reportent l'intégralité de la déclaration de revenus des médecins (déclarations de revenus des particuliers) et fournissent des informations fines sur les différentes sources de sa rémunération et les caractéristiques du

ENCADRÉ – Le dispositif du CAPI

Le CAPI se compose de deux volets : le premier est relatif aux objectifs de prévention et au suivi des pathologies chroniques et le deuxième, dit d'optimisation des prescriptions, encourage la prescription de médicaments génériques (voir annexe 1). Au total, seize indicateurs cible de santé publique sont établis.

Le calcul de l'atteinte des objectifs tient compte du taux de réalisation initial du médecin, mais également de sa progression. Si le médecin atteint au moins 25 % des objectifs sur chacun des deux volets du contrat, il obtient une prime, calculée de la façon suivante :

$$\text{Prime} = \text{Taux de réalisation des objectifs} \times \text{nombre de patients MT} \times 7 \text{ euros}$$

La prime reçue est fonction croissante du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant (noté MT dans la formule de la prime) et du taux de réalisation des objectifs. Pour donner un ordre de grandeur, un médecin ayant 800 patients suivis en tant que médecin traitant peut espérer au maximum une prime égale à 5 600 €, s'il atteint un taux de réalisation de ses objectifs de 100 %.

foyer imposable. L'appariement contient aussi des informations sur la commune d'exercice du médecin.

Cinq années sont disponibles (2005, 2008, 2011, 2014 et 2017) mais seules les années 2005, 2008 et 2011 sont conservées pour l'analyse. En effet, le CAPI a été remplacé en 2012 par la ROSP qui généralisait le paiement à la performance à l'ensemble des médecins, ce qui a pu modifier leur activité. La période 2008-2011, qui n'a connu aucune réforme de la médecine ambulatoire qui aurait pu affecter spécifiquement certains médecins, peut donc être utilisée pour identifier l'effet propre du CAPI.

2.2. Champ de l'analyse

Le CAPI a été proposé aux médecins traitants conventionnés et en exercice libéral. Nos données montrent que 99.97 % des médecins ayant reçu une prime CAPI en 2011 sont des généralistes. Pour cette raison, notre étude se concentre sur ces derniers.

Nous restreignons le champ aux généralistes exerçant exclusivement en libéral (i.e. ils n'ont pas d'activité hospitalière en plus de leur activité libérale)³. Nous écartons également les médecins percevant une retraite sur la période. Par ailleurs, nous nous concentrons uniquement sur les médecins conventionnés exerçant en secteur 1 et excluons donc les médecins non conventionnés et les médecins de secteur 2. Ces médecins ont des caractéristiques très différentes de ceux du secteur 1 et ne représentent en 2011 que 10.4 % des généralistes et seulement 4.4 % des signataires du CAPI ayant bénéficié d'une prime. L'échantillon se compose alors de 50 233 médecins généralistes libéraux observés au moins une fois en 2005, 2008 et 2011.

Notre stratégie économétrique (*infra*) nécessite d'observer les médecins avant (2005 et 2008) et après (2011) la mise en place du CAPI. Notre échantillon est donc restreint aux seuls médecins présents ces trois années. La constitution de cet échantillon cylindré réduit l'échantillon initial de 15 980 médecins (31 %), pour un total restant de 34 253 médecins.

Le cylindrage de l'échantillon conduit à s'interroger sur l'existence d'un biais de sélection. Il a pour conséquence de supprimer trois types de médecins : (i) des médecins ayant quitté l'exercice libéral en 2008 ou 2011 (40 % des suppressions) ; (ii) des médecins observés pour la première fois en 2008 ou en 2011 (40 %) ; (iii) des médecins qui connaissent une interruption de carrière et disparaissent des données

pendant une ou deux années (20 %)⁴. Les raisons de sortie temporaire ou définitive et d'entrée dans les données nous sont inconnues. Toutefois, l'examen des caractéristiques des médecins que le cylindrage a écartés (voir annexe 2) ainsi que les chiffres de l'Ordre des médecins (Le Breton-Lerouillois & Romestaing, 2013) permettent de conclure que les médecins du type (i) sont ceux qui ont quitté l'exercice libéral pour cause de retraite, de cessation temporaire d'activité ou de changement de spécialité et que ceux du type (ii) sont entrés en exercice cette année-là. Les 20 % restant cessent leur activité libérale pendant une ou deux années (congé maladie, maternité ou départ temporaire de l'exercice libéral vers un autre mode d'exercice). Ils ont une activité très réduite lors de leur(s) année(s) d'observation, reflétant probablement une sortie de l'exercice libéral (et donc de l'échantillon) en cours d'année.

Au total, l'échantillon de travail est uniquement composé de médecins en « régime permanent », à savoir de médecins ayant déjà constitué leur clientèle (car non débutants), qui ne sont pas non plus en fin de carrière et qui ont conforté le choix d'un exercice en libéral à temps complet. Ils représentent 70 % de l'échantillon de départ, mais effectuent 84 % des actes totaux, touchent 84 % des honoraires totaux et suivent 82 % des patients. Ce cylindrage, qui est nécessaire pour notre approche économétrique, nous conduit donc à examiner les principaux acteurs de l'offre de soins.

Pour finir, à partir de cet échantillon cylindré de 34 253 médecins, nous excluons l'ensemble de ceux pour lesquels les variables d'intérêt en 2008 ou 2011, les instruments en 2005 et les variables de contrôle en 2005, 2008 ou 2011 ont des valeurs atypiques. Notre échantillon final comporte 32 171 médecins du secteur 1, observés sur les trois années 2005, 2008 et 2011, soit 96 513 observations.

Parmi ces médecins généralistes libéraux, 23.1 % (7 429 médecins) ont reçu une rémunération issue du CAPI en 2011. Cela ne signifie pas que 23.1 % des généralistes ont adhéré au CAPI. En effet, certains médecins ont adhéré

3. Cette restriction est nécessaire dans la mesure où nos données ne fournissent que l'information sur l'activité effectuée en tant que libéral. Toute la partie de l'activité effectuée dans une structure hospitalière, une maison de retraite, ou toute autre structure dans laquelle le médecin serait salarié, est non observée dans nos données et la mesure de leur activité est donc incomplète.

4. Pour les identifier, nous mobilisons également les données de l'année 2014 : si le médecin est présent en 2005, mais absent en 2008 et/ou 2011, bien que toujours présent en 2014, il connaît une interruption de carrière temporaire.

mais n'ont pas atteint les objectifs requis leur permettant de toucher une prime (selon la CNAM, environ 25 % des signataires sont dans ce cas, voir Ulmann, 2011). Dans les données, nous n'observons que le montant des primes versées et non le statut vis-à-vis de l'adhésion. Il nous est donc impossible de distinguer, parmi les médecins n'ayant reçu aucune prime CAPI, ceux qui ont souscrit au CAPI sans en remplir les objectifs de ceux qui n'ont pas souscrit au CAPI. Dans cet article, nous cherchons donc à mesurer l'effet du CAPI pour les médecins qui ont suffisamment modifié leurs pratiques pour obtenir une prime.

2.3. Variables d'intérêt

Notre analyse vise à estimer l'impact causal du CAPI et donc l'impact de la modification de la rémunération associée à chaque patient, sur la structure de l'activité des médecins. Même si la prime est d'un montant relativement faible, il n'est pas négligeable (voir figure I), et la littérature sur les incitations montre dans beaucoup de domaines une réaction significative des individus à des incitations monétaires de faible magnitude. Les comportements d'offre de soins des médecins peuvent être résumés au moyen des variables suivantes :

- Variables relatives à l'activité globale annuelle : le nombre de consultations, le nombre d'actes totaux et le volume de soins fournis (c'est-à-dire la somme des différents actes, valorisés par le tarif conventionnel de chacun de ces actes). Cette dernière variable, exprimée en unités monétaires, permet de mesurer la composition de l'activité et sa technicité⁵.

- Variables relatives à la structure de la patientèle du médecin : le nombre de patients différents rencontrés dans l'année et la part des patients suivis en tant que médecin traitant. En effet, le calcul de la prime CAPI dépend du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant (cf. encadré).

- Variables relatives à la structure de l'activité, mesurées par patient : le nombre de consultations, les montants de prescriptions totales et les montants de prescriptions pharmaceutiques. On peut s'attendre à un effet positif du CAPI sur le temps consacré à chaque patient, c'est-à-dire sur le nombre de consultations effectuées auprès de chaque patient. L'effet du dispositif sur le montant des prescriptions est plus ambigu, puisque l'atteinte de certains objectifs est nécessairement associée à une augmentation des prescriptions (de mammographies, de fonds d'œil, de tests d'hémoglobine glyquée par exemple), ou des prescriptions pharmaceutiques

en particulier (d'antihypertenseurs par exemple) alors que l'atteinte d'autres objectifs est associée à une diminution du montant des prescriptions pharmaceutiques (l'augmentation de la part de médicaments prescrits dans le répertoire des génériques par exemple) (cf. annexe 1).

- Variables de rémunération et de coût : le montant des honoraires totaux, les honoraires par patient et le coût complet des soins remboursables par patient. Cette dernière variable inclut les honoraires des médecins, y compris le paiement des forfaits et la valeur des prescriptions.

2.4. Statistiques descriptives

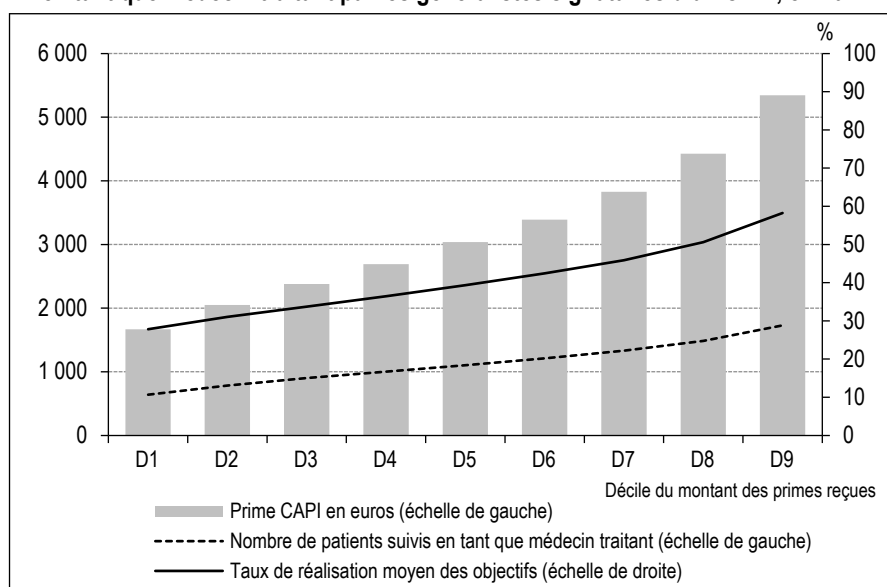
Nos données montrent que les médecins adhérant au dispositif ont reçu en 2011 une prime moyenne de 3 332 €. Cette moyenne cache de fortes disparités (figure I) : 10 % des médecins adhérant au CAPI ont reçu une prime inférieure à 1 667 € et 10 % une prime d'un montant supérieur à 5 342 €. Un rapide calcul montre que 59 % de la variance de ces primes entre médecins est due à la variabilité du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant et 25 % à la variabilité du taux de réalisation (la variance restante correspondant à la corrélation entre ces deux variables). Les 10 % de médecins recevant les primes les plus faibles cumulent un taux de réalisation faible (inférieur à 27 %) et un nombre restreint de patients suivis en tant que médecin traitant (moins de 641 patients). *A contrario*, les 10 % de médecins recevant les primes les plus élevées ont un taux de réalisation moyen supérieur à 58 % et suivent plus de 1 729 patients en tant que médecin traitant.

Cette prime représente en moyenne 24.5 % du total des forfaits reçus par les généralistes en complément de leur paiement à l'acte. Mais il ne s'agit encore que d'une faible part de la rémunération des médecins : moins de 2.11 % des honoraires, en moyenne ; un peu plus de 3 % pour les 10 % de médecins touchant les primes les plus élevées (figure II). La généralisation du CAPI à la ROSP, en 2012, en augmentant le nombre d'objectifs donnant lieu à des primes, a pu conduire à une augmentation de la part des forfaits dans la rémunération des médecins dans les années ultérieures.

Le tableau 1 compare les caractéristiques (en 2008, avant la mise en place du CAPI) des

5. En effet, à nombre total d'actes totaux identiques, un médecin qui n'effectue que des consultations aura un volume de soins inférieur à celui d'un médecin qui combine des consultations « classiques » avec des actes techniques aux tarifs plus élevés (électrocardiogrammes par exemple).

Figure I – Taux de réalisation des objectifs, montant des primes et nombre de patients suivis en tant que médecin traitant par les généralistes signataires d'un CAPI, en 2011

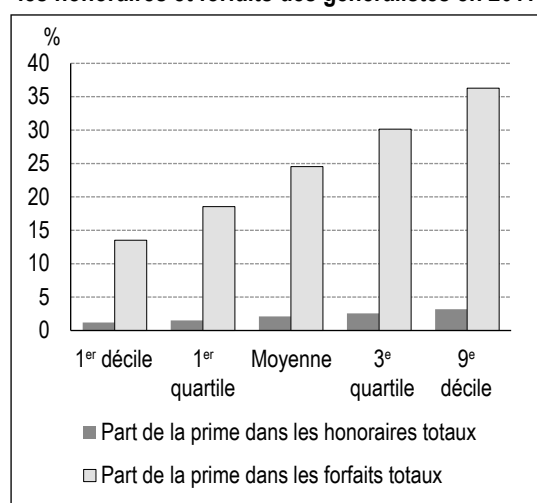


Note : le montant par décile de la prime en euros associée au CAPI et le nombre moyen de patients suivis en tant que médecin traitant (MT) se lisent l'un comme l'autre sur l'axe de gauche. Le taux de réalisation moyen se lit sur l'axe de droite. Le taux de réalisation moyen des objectifs est calculé par les auteurs.

Lecture : en 2011, 10 % des médecins signataires d'un CAPI suivent moins de 641 patients en tant que médecin traitant, ont un taux de réalisation des objectifs inférieur à 27,8 % et reçoivent une prime inférieure à 1 667 euros.

Source et champ : appariement CNAM-DGFIP-DREES, vague 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes signataires d'un CAPI exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale.

Figure II – Part de la prime CAPI dans les honoraires et forfaits des généralistes en 2011



Lecture : en moyenne, la prime CAPI représente 24,5 % des forfaits totaux et seulement 2,11 % des honoraires totaux des généralistes en 2011.

Source et champ : voir figure I. Calculs des auteurs.

médecins bénéficiaires d'une prime CAPI à celles des médecins non bénéficiaires. Les bénéficiaires d'une prime ont des caractéristiques très différentes de celles des autres médecins : il s'agit d'une population plus masculine, plus jeune, plus souvent en couple dans un foyer avec des enfants à charge. Ils exercent plus souvent dans des communes moins densément peuplées en généralistes, spécialistes et autres professions de santé libérales (chirurgiens-dentistes, infirmiers,

sages-femmes et masseurs kinésithérapeutes). La demande de soins qui s'adresse à eux est donc en principe plus élevée.

Le tableau 2 présente la moyenne des différentes variables d'intérêt, en 2008 et 2011. Les statistiques mettent en évidence une différence significative entre médecins CAPI et non CAPI pour l'ensemble des variables. Avant leur adhésion au CAPI, les médecins signataires réalisaient, en 2008, plus d'actes totaux et avaient un volume d'activité significativement plus élevé. Ils suivaient plus de patients, et en plus forte proportion en tant que médecin traitant, et percevaient des honoraires totaux plus élevés. Ces écarts évoluent en 2011, avec l'impact du CAPI et les autres facteurs d'évolution de l'activité des médecins.

Ces statistiques montrent bien que les médecins qui ont adhéré au CAPI sont différents de leurs collègues. Il est donc primordial de tenir compte de l'endogénéité potentielle de l'adhésion au CAPI dans l'évaluation économétrique de son impact.

3. Stratégie empirique

Les médecins ont la possibilité d'adhérer au CAPI à partir de 2009 et nous pouvons observer, dans les données de 2011, l'impact de la réception d'une prime sur les caractéristiques de l'activité globale du médecin. En notant $\log(Y_{it})$

Tableau 1 – Caractéristiques sociodémographiques des généralistes en 2008, avant la mise en place du CAPI, selon qu'ils ont choisi ou non le CAPI

	Non CAPI % colonne	CAPI % colonne	p-value
Nombre de médecins	24 742	7 429	
Sexe			
Hommes	73.7	77.8	
Femmes	26.3	22.2	***
Âge			
< 49 ans	35.8	40.3	***
49 ans – 55 ans	35.7	35.6	ns
≥ 56 ans	28.5	24.1	***
Situation familiale			
Célibataire	11.1	8.4	***
Divorcé(e)	10.5	10.1	ns
Marié(e)	76.7	79.7	***
Pacsé(e)	1.1	1.2	ns
Veuf(ve)	0.6	0.6	ns
Enfant(s) à charge			
Non	32.8	27.5	
Oui	67.2	72.5	***
Personne(s) à charge dans le foyer familial			
0	32.3	26.9	***
1	21.0	19.7	**
2	26.3	28.3	***
3 ou +	20.4	25.1	***
Densité de médecins généralistes libéraux dans la commune d'exercice pour 1 000 habitants			
Moyenne (écart-type)	1.39 (0.80)	1.36 (0.84)	***
Densité de médecins spécialistes libéraux et autres professions médicales libérales dans la commune d'exercice pour 1 000 habitants			
Moyenne (écart-type)	3.68 (2.11)	3.56 (2.06)	***

Note : la *p-value* correspond au test d'égalité des moyennes entre CAPI et non CAPI. ns pour non significatif ($p \geq 0.10$) ; * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Lecture : en 2008, 26.3 % des non-signataires du CAPI sont des femmes alors qu'elles représentent 22.2 % des signataires du CAPI. Cette différence est significative au seuil de 1 %.

Source et champ : appariement CNAM-DGFIP-DREES, vague 2008. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale.

le logarithme d'une de ces caractéristiques, on considère un modèle de la forme :

$$\log(Y_{it}) = \alpha + \beta \text{CAPI}_{it} + X'_{it} \gamma + \delta t + \theta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

où $t=2008$ ou 2011 , $i=1 \dots N$.

CAPI_{it} est une variable dichotomique, qui vaut 1 si le médecin a adhéré au CAPI et reçu une prime en 2011 et 0 sinon. Dans la suite de l'article, nous simplifierons en disant que cette variable mesure l'effet de « l'adhésion au CAPI » ; en réalité, elle mesure l'effet de l'adhésion au CAPI et de l'atteinte des objectifs permettant de recevoir une prime.

θ_i représente l'effet spécifique du médecin i . Ce terme incorpore des éléments d'hétérogénéité non observée propres au médecin et supposés constants dans le temps : son style de pratique, son éthique et l'importance qu'il accorde au loisir dans l'arbitrage travail/loisir.

ϵ_{it} représente les chocs idiosyncratiques qui affectent les comportements d'offre de soins du médecin i à l'année t , tels qu'une épidémie, une variation de la demande de soins, un besoin du médecin d'accroître son revenu, son état de santé ou tout autre choc transitoire.

La variable t est une tendance linéaire, symbolisant la progression entre les années 2008 et 2011 de l'ensemble des variables d'offre de soins des médecins.

X'_{it} regroupe un ensemble de variables explicatives de l'activité des médecins. Beaucoup d'entre elles sont constantes entre les années 2008 et 2011 et disparaissent en différences premières, ainsi que l'âge du médecin qui est colinéaire avec la tendance. En revanche, les variables relatives au nombre de personnes dans le foyer (conjoint et nombre d'enfants), à la densité de médecins généralistes libéraux et à la

Tableau 2 – Comparaison des variables d'offre de soins des généralistes entre médecins ayant adhéré au CAPI et autres médecins

	2008			2011		
	Non CAPI Moyenne (écart-type)	CAPI Moyenne (écart-type)	p-value	Non CAPI Moyenne (écart-type)	CAPI Moyenne (écart-type)	p-value
Nombre de médecins	25 922	7 433		25 922	7 433	
Activité globale						
Nombre de consultations	4 696 (2 056)	5 057 (1 917)	***	4 767 (2 129)	5 134 (2 010)	***
Nombre d'actes totaux	5 413 (2 311)	5 784 (2 091)	***	5 423 (2 363)	5 806 (2 177)	***
Volume de soins (HSDF) ^{(1) (2)}	120 053 (51 233)	128 040 (46 453)	***	126 020 (54 844)	134 629 (50 757)	***
Patientèle						
Nombre de patients	1 538 (622)	1 643 (585)	***	1 791 (748)	1 907 (705)	***
Part de patients suivis en tant que MT	46 (17)	51 (11)	***	56 (19)	62 (12)	***
Structure de l'activité par patient						
Nombre de consultations par patient	3.1 (0.9)	3.1 (0.7)	ns	2.7 (0.8)	2.7 (0.7)	***
Prescriptions par patient ⁽¹⁾	495 (244)	497 (194)	ns	434 (194)	435 (166)	ns
Prescriptions pharmaceutiques par patient ⁽¹⁾	247 (109)	249 (94)	ns	201 (88)	201 (77)	ns
Rémunération et coût ⁽¹⁾						
Honoraires	149 806 (63 112)	159 857 (56 908)	***	150 180 (64 528)	163 784 (60 138)	***
Honoraires par patient	101 (34)	101 (29)	ns	87 (29)	89 (26)	***
Base de remboursement du coût complet par patient	597 (295)	598 (214)	ns	521 (211)	524 (183)	ns

⁽¹⁾ En euros constants base 2015. ⁽²⁾ HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits.

Note : ns pour non significatif ($p \geq 0.10$) ; * $p < 0.10$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Lecture : en 2008, les non signataires du CAPI faisaient en moyenne 4 696 consultations alors que les médecins signataires du CAPI en effectuaient 5 057. Cette différence est significative au seuil de 1 %.

Source et champ : appariement CNAM-DGFIP-DREES, vagues 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1 et ayant une activité exclusivement libérale.

densité de spécialistes et autres professionnels de santé libéraux dans la commune d'exercice, sont conservées dans la spécification en différences premières.

L'endogénéité de la décision d'adhésion au CAPI se traduit en partie par une corrélation entre l'effet spécifique individuel θ_i et la variable $CAPI_{it}$. Cet effet spécifique est éliminé en transformant le modèle initial par différences premières. On obtient :

$$\Delta \log(Y_{it}) = \beta \Delta CAPI_{it} + \Delta X'_{it} \gamma + \delta + \Delta \epsilon_{it}$$

Plus exactement, comme nous étudierons les évolutions entre 2008 et 2011, le modèle s'écrit :

$$\Delta Y_{i0811} = \beta \Delta CAPI_{i0811} + \Delta X'_{i0811} \gamma + \delta + \Delta \epsilon_{i0811} \quad (2)$$

Dans ce cadre, on étudie l'effet de recevoir une prime CAPI sur le taux de croissance de différentes variables : $\Delta Y_{i0811} = (\log Y_{i11} - \log Y_{i08})^6$.

Même si les différences premières permettent d'éliminer l'effet spécifique du médecin, il est possible que des chocs transitoires compris dans $\Delta \epsilon_{i0811}$ soient corrélés à l'adoption du CAPI. Une soudaine variation de la demande, liée par exemple à une épidémie de grippe ou de gastroentérite, peut entraîner une augmentation de l'activité du médecin ($\Delta Y_{i0811} > 0$) et peut également le conduire à adhérer au CAPI s'il anticipe que cette hausse de l'activité incitera des patients à le choisir comme médecin traitant. Un changement de situation familiale (par exemple une naissance) peut aussi avoir

6. Lorsque cette variable est une proportion (c'est le cas pour la part de patients suivis en tant que médecin traitant), ΔY_{i0811} correspond uniquement à la variation de cette proportion entre 2008 et 2011. Pour les autres variables, nous approximations le taux de croissance par la différence première des logarithmes. Le choix de mesurer les variables expliquées en logarithme provient de la distribution de ces variables. Les valeurs du Skewness et du Kurtosis conduisent à privilégier une distribution log normale pour les différentes variables expliquées.

un impact négatif sur l'activité du médecin ($\Delta Y_{i0811} < 0$) et l'inciter parallèlement à adhérer au CAPI (pour percevoir une prime permettant de contrebalancer l'effet négatif d'une moindre activité sur ses revenus). Les variables de densité médicale et de composition familiale contenues dans les variables X permettent de contrôler d'une partie de ces chocs transitoires d'offre ou de demande, mais elles ne capturent pas l'intégralité des chocs. D'autres éléments peuvent être présents dans $\Delta \epsilon_{i0811}$. Par exemple, il peut s'agir d'un choc de préférence du médecin pour la qualité des soins, d'un dégoût pour la multiplication des actes, survenu à la suite de la perte de patients, c'est-à-dire un choc d'information sur sa propre performance. $\Delta \epsilon_{i0811}$ peut également refléter la sensibilité du médecin aux différentes campagnes en faveur de la qualité des soins, menées par l'Assurance Maladie.

Il n'est donc pas exclu que des chocs transitoires figurant dans la perturbation du modèle influencent la participation au traitement, ce qui impliquerait que l'estimation du modèle en différences premières par les moindres carrés ordinaires n'est pas convergente. Pour obtenir une estimation convergente, nous utilisons un estimateur à variables instrumentales, dont la première étape est définie par :

$$\Delta CAPI_{i0811} = a + bZ_{i05} + \Delta X'_{i0811}c + \Delta u_{i0811} \quad (3)$$

où $\Delta CAPI_{i0811}$ correspond à la décision d'adhérer au CAPI. L'instrument utilisé, Z_{i05} , est le logarithme de la densité de médecins généralistes observée en 2005 dans la commune d'exercice du médecin. Son influence sur ΔY_{i0811} ne doit transiter que par son impact sur l'adhésion au CAPI : il doit être bien corrélé à la probabilité d'adhérer au CAPI et non corrélé à $\Delta \epsilon_{i0811}$. Plusieurs raisons soutiennent la conviction que cet instrument observé au niveau de la commune du médecin est exogène. Tout d'abord, cette variable est observée en 2005 ; il est donc peu plausible qu'elle soit corrélée à $\Delta \epsilon_{i0811}$, qui représente les chocs transitoires affectant le médecin entre 3 et 6 ans plus tard. Certes, cet instrument peut être corrélé à l'effet individuel spécifique au médecin θ_i car celui-ci est lié vraisemblablement à son choix de localisation. Mais θ_i est éliminé de notre spécification en différences premières.

La corrélation de la densité de généralistes en 2005 avec l'adhésion au CAPI peut résulter de mécanismes de concurrence en qualité ou à des effets de surcharge de travail des médecins. Si la densité médicale est élevée, les médecins peuvent être en concurrence les uns avec les autres pour attirer les patients, et dans ce cas,

améliorer la qualité peut être un atout, que le CAPI viendrait opportunément rémunérer à partir de 2009. Le choix du CAPI devrait alors être associé à une densité élevée. Toutefois il n'y a pas de diffusion publique d'information sur la qualité des soins délivrés par les médecins, ce qui limite les effets de la qualité sur la demande : s'il existe un effet du CAPI sur la qualité des soins, celui-ci doit plutôt passer directement par l'incitation liée au paiement à la performance.

Un autre raisonnement conduit à une prédiction opposée : si la densité médicale est faible, le médecin reçoit beaucoup de patients et produit beaucoup d'actes car la demande qui s'adresse à lui est élevée. Dans ce cadre, il peut désirer réduire son activité pour plus de qualité (voir moins de patients, mieux suivis et notamment suivis en tant que médecin traitant) et percevoir une prime CAPI qui peut compenser le manque à gagner lié au fait d'effectuer moins d'actes. Dans ce cas, le choix du CAPI serait associé à une densité faible. C'est cette deuxième interprétation qui est soutenue par nos résultats.

4. Estimation de l'impact du CAPI

4.1. Contexte : évolution des pratiques des généralistes sur la période 2008-2011

Pour comprendre l'effet du CAPI, il est important de comprendre des éléments de contexte qui ont affecté l'évolution des pratiques de tous les médecins sur sa période d'application.

La période 2008-2011 est marquée par la montée en charge du dispositif du médecin traitant instauré en 2004 et par la diminution des effectifs de médecins généralistes amorcée en 2007. Pour les médecins de notre échantillon, la densité de généralistes a diminué en moyenne de 7.4 % entre 2008 et 2011, et près de 80 % d'entre eux ont connu une diminution de la densité dans leur commune d'exercice, principalement en raison des départs en retraite. Une autre évolution importante est la féminisation de la profession, qui apparaît clairement dans les données avant cylindrage, où 47 % des médecins qui s'installent en 2008 sont des femmes, alors que la même année 78 % des médecins qui partent en retraite sont des hommes (cf. annexe 2). Cette féminisation a un impact car de nombreuses études ont montré que les femmes médecins en libéral ont une activité moins importante que celle de leurs confrères masculins⁷. Chez les

7. L'écart est estimé à 35 % par Dormont & Samson (2008), voir aussi Dumontet & Chevillard (2020) pour une synthèse des résultats.

hommes, les jeunes générations ont aussi une activité moindre à âge donné, que celle des générations plus anciennes.

Ces évolutions, jointes à la progression des maladies chroniques, conduisent à des changements dans la demande potentielle s'adressant aux médecins de notre échantillon. Comme celui-ci est cylindré, nous n'avons pas de féminisation de ses membres sur la période 2008-2011. Mais ces médecins installés (qui forment le gros de l'offre de soins, 84 % des actes) sont en revanche confrontés aux mouvements de la demande potentielle dus à la démographie médicale et aux préférences des jeunes générations. Ce contexte conduit aux évolutions présentées dans le tableau 3.

On constate une croissance considérable du nombre de patients par médecin (+14.7 %) et une croissance encore plus marquée du nombre de patients dont le médecin est médecin traitant (+34 %). Ceci reflète la montée en charge du dispositif, qui se traduit par une augmentation de 9.7 points de pourcentage de la proportion de patients suivis en tant que médecin traitant. Mais si les médecins ont beaucoup plus de patients, leur nombre de consultations n'augmente presque pas : +0.6 % seulement entre 2008 et 2011. Ceci va de pair avec une baisse marquée du nombre de consultations par patient (-14.1 %) et du nombre de prescriptions par patient (-12.8 %).

Les médecins de notre échantillon ont donc pris en charge beaucoup plus de patients sur la période sans faire beaucoup plus d'actes. On peut y voir un effet du dispositif du médecin traitant qui accorde un forfait de 40 €, qui est une sorte de capitation, pour chaque patient en affection longue durée (ALD), mais aussi de la hausse de la demande potentielle. Cela peut aussi résulter de l'évolution de la densité médicale, dont la diminution implique de fait une augmentation du nombre de patients par médecin. Les taux

de croissance due à l'évolution de la densité montrent toutefois que les évolutions relatives à l'activité des généralistes sont très peu corrélées à celles de la densité médicale⁸. C'est dans ce contexte que le dispositif du CAPI vient introduire comme un contrepois, un nouvel élément de rémunération, assis lui aussi sur les patients suivis en tant que médecin traitant, mais associé à des indicateurs de qualité qui peuvent limiter la tendance à en faire le moins possible par patient.

4.2. Première étape : souscrire au CAPI

Les résultats présentés au tableau 4 montrent que la densité de médecins généralistes libéraux dans la commune d'exercice en 2005 est négativement corrélée au fait de percevoir une prime CAPI. En effet, cette variable est, entre autres, un prédicteur du nombre de patients suivis en tant que médecin traitant, nombre qui influence positivement le rendement de l'adhésion CAPI *via* la valeur de la prime. Dans ce cadre, une densité élevée traduisant une abondance de l'offre de soins doit jouer négativement sur ce nombre et en conséquence sur la propension à souscrire au dispositif. La statistique de Fisher, qui correspond au test de significativité de l'instrument dans la régression de première étape où figurent d'autres variables de contrôle, a une valeur de 14.89 qui permet de conclure que notre instrument est bien corrélé à la prime CAPI, autrement dit que nous ne sommes pas en présence d'un instrument faible.

8. Dans la croissance du nombre de patients égale à 14.7 %, seul 0.4 % sont attribuables à la diminution de la densité. Il en est de même pour toutes les variables considérées, à l'exception du nombre de consultations, dont la croissance est très faible (0.6 %), mais due aux deux tiers à la variation de la densité (0.4 %).

Tableau 3 – Évolutions de différentes variables d'intérêt entre 2008 et 2011 (ensemble de l'échantillon)

Variabes	Taux de croissance 2008-2011 (%)	Dont croissance 2008-2011 due à l'évolution de la densité (%)
Nombre de consultations	0.6	0.4
Nombre de patients	14.7	0.4
Nombre de patients suivis en tant que MT	34.0	0.2
Part de patients suivis en tant que MT ⁽¹⁾	9.7	0.1
Nombre de consultations par patient	-14.1	0.0
Prescriptions par patient ⁽²⁾	-12.8	0.1
Honoraires ⁽²⁾	0.3	-0.2

⁽¹⁾ Pour cette variable, il s'agit de la variation de la part en points de pourcentage et non du taux de croissance.

⁽²⁾ En euros constants base 2015.

Note : ces taux de croissance moyens sont la moyenne des taux de croissance individuels observés entre 2008 et 2011 pour tous les médecins de l'échantillon.

Source et champ : voir tableau 2.

Tableau 4 – Estimation de première étape (équation (3))

	Y = adhésion au CAPI
Z = log de la densité de généralistes dans la commune d'exercice en 2005	-0.021*** (0.005)
Statistique de Fisher de Kleibergen-Paap	14.89
N	32 171

Note : *** p < 0.01. L'écart-type calculé avec *cluster* médecin est entre parenthèses. Cette estimation inclut les variables de contrôle présentées dans la section 3. La statistique de Fisher de Kleibergen & Paap (2006) est une généralisation de la statistique de Cragg & Donald (1993) dans le cas où les erreurs ne sont pas i.i.d.

Source et champ : appariement CNAM-DGFiP-DREES, vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1, ayant une activité exclusivement libérale.

4.3. Impact du CAPI sur les pratiques des généralistes

Les résultats des estimations de seconde étape (équation (2)) sont présentés dans les tableaux 5 et 6, où sont reportés les coefficients estimés sur différentes variables ΔY_{i0811} , dont le nom est spécifié au début de chaque ligne. Dans le tableau 5, les résultats des estimations par les moindres carrés ordinaires sont reportés dans les colonnes MCO et ceux des estimations à variable instrumentale dans les colonnes VI. Deux coefficients sont reportés : l'estimation de β , l'effet du traitement lié au CAPI, et celle de δ , l'évolution commune aux deux groupes sur la période, toutes choses égales par ailleurs, notamment en matière de densités médicales dans le département. δ n'est pas l'évolution brute de la variable d'intérêt, mais son évolution, une fois prises en compte celles des densités. Par exemple on trouve pour les honoraires totaux une estimation VI de δ égale à -6 % : cela ne signifie pas que les honoraires ont diminué de 6 % sur la période dans notre échantillon (ils ont augmenté, faiblement, de 0.3 %, cf. tableau 3). Tous les commentaires qui suivent sur les tendances doivent s'entendre « toutes choses égales d'ailleurs en matière d'évolution des variables de contrôle » (pour simplifier, les coefficients des variables de contrôle ne sont pas reportés dans le tableau).

La colonne intitulée « Test d'Hausman » donne, pour chaque estimation, le risque de première espèce associé au test d'Hausman d'exogénéité. Les tests conduisent au rejet de l'hypothèse d'exogénéité du CAPI pour la quasi-totalité des variables expliquées, sauf le nombre de consultations et le nombre d'actes totaux, pour lesquels on peut considérer que les moindres carrés ordinaires sont convergents et efficaces. Les commentaires qui suivent se basent sur les estimations par variables instrumentales, sauf dans le cas où les MCO sont validés par le test d'Hausman⁹.

Le tableau 6 résume l'essentiel des résultats obtenus. Il donne, pour les médecins ayant

adhéré au CAPI l'estimation de la somme des coefficients $\beta + \delta$ (avec l'intervalle de confiance à 95 %) et pour les autres médecins la valeur du coefficient δ . Ces valeurs donnent les évolutions de la variable d'intérêt sur la période, toutes choses égales par ailleurs, pour chaque catégorie de médecins. La troisième colonne donne l'estimation de l'impact β du CAPI pour chaque variable considérée.

Les estimations montrent que le CAPI a complètement enrayé les tendances à l'œuvre dans l'évolution des pratiques des médecins généralistes sur la période (tableau 6). Alors que de façon générale, les généralistes voient plus de patients (+20.2 %), avec moins de consultations et moins de prescriptions pour chacun d'entre eux (-17.5 % et -21.5 %), l'impact du CAPI sur ceux qui y ont adhéré est tel que ces médecins n'admettent pas plus de patients (évolution non significative), et n'augmentent pas significativement leur nombre de consultations ni la valeur de leurs prescriptions par patient. Le CAPI a aussi pour impact une augmentation beaucoup plus forte de la proportion de patients suivis en tant que médecin traitant : celle-ci augmente de 23.7 points de pourcentage pour les médecins ayant adhéré au CAPI, contre seulement +5.9 points pour les autres médecins. Enfin, alors que les honoraires totaux et les honoraires par patient diminuent significativement entre 2008 et 2011 pour les généralistes (-6.3 % et -26.5 %), c'est l'inverse pour les médecins ayant adhéré

9. Dans le cas où le test d'Hausman valide les estimations à variables instrumentales, on peut calculer par comparaison le biais lié à l'utilisation des MCO. Celui-ci est positif pour la plupart des variables en niveau (volume de soins, nombre de patients), mais négatif pour la plupart de celles qui sont mesurées en ratio, par patient (consultations par patient, prescriptions par patient, coût par patient). Comme nous l'avons expliqué dans la section consacrée à la stratégie empirique, la spécification en différence première fait que seuls des chocs transitoires peuvent ici créer un biais, les traits de personnalité ou le style de pratique du médecin étant éliminés par différence. Le biais positif constaté peut s'expliquer de la façon suivante : si le médecin fait face à un choc positif de demande, lié à une épidémie de grippe par exemple (élément présent dans la perturbation), son activité, son nombre de patients, ses prescriptions augmentent. Parallèlement, ce même choc peut être l'occasion de recruter des patients suivis en tant que médecin traitant, facteur influençant fortement l'adhésion au CAPI. Les biais observés sur les variables en ratios sont la résultante des biais sur les variables en niveau constituant le numérateur et le dénominateur de la variable expliquée.

Tableau 5 – Effets de l'adhésion au CAPI sur l'offre de soins des généralistes.
Spécifications en différences premières, estimations par les moindres carrés ordinaires (colonne MCO)
et par la méthode des variables instrumentales (colonne VI)

	MCO		VI		Test d'Hausman
	CAPI=1	Tendance	CAPI=1	Tendance	p-value
	β (écart-type)	δ (écart-type)	β (écart-type)	δ (écart-type)	
Activité					
Nombre de consultations	0.001 (0.002)	0.005*** (0.001)	-0.093 (0.088)	0.027 (0.020)	H : 0.270
Nombre d'actes totaux	0.002 (0.002)	-0.006*** (0.001)	0.041 (0.081)	-0.015 (0.019)	H : 0.624
Volume de soins (HSDF) ^{(1) (2)}	0.002 (0.002)	0.040*** (0.001)	-0.475*** (0.147)	0.150*** (0.034)	H : 0.000
Patientèle					
Nombre de patients	-0.003* (0.002)	0.144*** (0.001)	-0.253** (0.101)	0.202*** (0.023)	H : 0.001
Part de patients suivis en tant que MT ⁽³⁾	0.326*** (0.079)	9.965*** (0.043)	17.764*** (5.726)	5.932*** (1.324)	H : 0.000
Structure de l'activité par patient					
Nombre de consultations par patient	0.004*** (0.001)	-0.139*** (0.001)	0.160** (0.077)	-0.175*** (0.018)	H : 0.016
Nombre d'actes par patient	0.005*** (0.001)	-0.151*** (0.001)	0.294*** (0.099)	-0.217*** (0.023)	H : 0.000
HSDF par patient ^{(1) (2)}	0.005*** (0.001)	-0.104*** (0.001)	-0.222** (0.086)	-0.052*** (0.020)	H : 0.000
Prescriptions par patient ⁽¹⁾	-0.005** (0.002)	-0.126*** (0.001)	0.377*** (0.138)	-0.215*** (0.032)	H : 0.000
Prescriptions pharmaceutiques par patient ⁽¹⁾	-0.010*** (0.002)	-0.204*** (0.001)	0.373*** (0.132)	-0.292*** (0.031)	H : 0.000
Rémunération et coût ⁽¹⁾					
Honoraires	0.023*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	0.271*** (0.102)	-0.063*** (0.024)	H : 0.005
Honoraires par patient	0.026*** (0.001)	-0.149*** (0.001)	0.523*** (0.145)	-0.265*** (0.034)	H : 0.000
Base de remboursement du coût complet par patient	0.000 (0.002)	-0.130*** (0.001)	0.379*** (0.129)	-0.218*** (0.030)	H : 0.000
Nombre d'observations	32 171				

⁽¹⁾ En euros constants base 2015. ⁽²⁾ HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits. ⁽³⁾ Cette variable n'est pas mesurée comme la différence des logarithmes de cette part entre 2008 et 2011 mais comme la différence en niveau entre 2008 et 2011.

Note : * p < 0.10 ; ** p < 0.05 ; *** p < 0.01. Les écarts-types calculés avec *cluster* médecin sont entre parenthèses. La dernière colonne fournit la p-value du test d'Hausman d'exogénéité de la variable « recevoir une prime CAPI », lorsque l'instrument est le logarithme de la densité de médecins généralistes au niveau communal en 2005. Les estimations incluent les variables de contrôle présentées dans la section 3. Source et champ : voir tableau 4.

au CAPI, dont l'effet est si fort qu'il inverse la tendance : leurs honoraires totaux et leurs honoraires par patient ont augmenté respectivement de 20.8 % et 25.8 %.

Il apparaît donc que le CAPI a eu un impact significatif sur les pratiques des médecins : dans un contexte de forte augmentation du nombre de patients qui se traduisait par une diminution conséquente du nombre de consultations par patient, le dispositif a freiné une tendance forte à en faire peu avec chaque patient, tout en donnant un contenu en termes de qualité des soins à cette inflexion. Sans que les données permettent d'observer directement si les objectifs fixés par les indicateurs du CAPI ont été atteints, ces

résultats montrent un impact compatible avec leur poursuite.

Par exemple nos estimations montrent que les médecins adhérents au CAPI n'ont pas diminué le nombre de consultations accordées à chaque patient, à la différence des autres médecins. Que le « temps patient » n'ait pas diminué grâce au dispositif est logique car l'atteinte des objectifs peut nécessiter un nombre plus élevé d'actes de suivi ou de prévention par patient. Par exemple, les dosages d'hémoglobine glyquée recommandés pour les patients diabétiques étant au nombre de 3 ou 4 par an, ces patients seront amenés à rencontrer leur médecin 3 ou 4 fois en plus par an, pour lecture des tests, alors que

Tableau 6 – Évolution des pratiques des médecins adhérents ou non au CAPI sur 2008-2011.
Calculs effectués à partir des estimations du Tableau 5⁽ⁱ⁾

	Non CAPI	CAPI	Différence = Impact du CAPI
	δ [IC _{95%}]	$\beta + \delta$ [IC _{95%}]	β [IC _{95%}]
Activité			
Nombre de consultations	0.005*** [0.003, 0.007]	0.006*** [0.003, 0.009]	0.001 [-0.002, 0.004]
Nombre d'actes totaux	-0.006*** [-0.008, -0.004]	-0.004*** [-0.007, -0.001]	0.002 [-0.001, 0.005]
Volume de soins (HSDF) ^{(1) (2)}	0.150*** [0.084, 0.217]	-0.324*** [-0.545, -0.103]	-0.475*** [-0.762, -0.187]
Patientèle			
Nombre de patients	0.202*** [0.156, 0.247]	-0.050 [0.202, 0.100]	-0.253** [-0.450, -0.056]
Part de patients suivis en tant que MT ⁽³⁾	5.932*** [3.337, 8.528]	23.69*** [15.06, 32.320]	17.764*** [6.541, 28.986]
Structure de l'activité par patient			
Nombre de consultations par patient	-0.175*** [-0.210, -0.140]	-0.014 [-0.131, 0.101]	0.160** [0.008, 0.312]
Nombre d'actes par patient	-0.217*** [-0.262, -0.173]	0.076 [-0.071, 0.225]	0.294*** [0.101, 0.487]
HSDF par patient ^{(1) (2)}	-0.052*** [-0.091, -0.012]	-0.273*** [-0.403, -0.143]	-0.222** [-0.391, -0.053]
Prescriptions par patient ⁽¹⁾	-0.215*** [-0.277, -0.152]	0.162 [-0.045, 0.370]	0.377*** [0.106, 0.648]
Prescriptions pharmaceutiques par patient ⁽¹⁾	-0.292*** [-0.352, -0.232]	0.081 [-0.118, 0.280]	0.373*** [0.114, 0.632]
Rémunération et coût ⁽¹⁾			
Honoraires	-0.063*** [-0.109, -0.016]	0.208*** [0.053, 0.362]	0.271*** [0.070, 0.472]
Honoraires par patient	-0.265*** [-0.330, -0.199]	0.258*** [0.040, 0.477]	0.523*** [0.239, 0.808]
Base de remboursement du coût complet par patient	-0.218*** [-0.276, -0.159]	0.161 [-0.033, 0.356]	0.379*** [0.126, 0.633]
Nombre d'observations		32 171	

⁽ⁱ⁾ Selon le résultat du test d'Hausman, on retient les estimations par MCO (variables « nombre de consultations » et « nombre d'actes totaux ») ou les estimations à variables instrumentales.

⁽¹⁾ En euros constants base 2015. ⁽²⁾ HSDF pour honoraires sans dépassements ni forfaits. ⁽³⁾ Cette variable n'est pas mesurée comme la différence des logarithmes de cette part entre 2008 et 2011 mais comme la différence en niveau entre 2008 et 2011.

Notes : * p < 0.10 ; ** p < 0.05 ; *** p < 0.01. Les écart-types calculés avec cluster médecin sont entre parenthèses. Les estimations incluent les variables de contrôle présentées dans la section 3.

Source et champ : voir tableau 4.

ces consultations auraient pu être négligées en l'absence d'indicateurs de performance.

Alors que la tendance est, sur la période, à la diminution des prescriptions pharmaceutiques, le maintien du nombre de rencontres par patient chez les médecins ayant adhéré au CAPI va de pair avec un maintien des dépenses de prescriptions par patient. Cet effet n'était pas évident *a priori* car les incitations déployées par le CAPI impliquent des effets de signes opposés sur les prescriptions : d'un côté, augmenter les prescriptions d'actes de prévention (mammographies, tests d'hémoglobine glyquée par exemple),

ou certaines prescriptions pharmaceutiques (antihypertenseurs par exemple) pour atteindre certains objectifs. De l'autre, une augmentation de la part des génériques dans les prescriptions est encouragée (voir annexe 1). Nos estimations suggèrent que ces deux effets se compensent.

Dans un contexte où le paiement à l'acte domine, le mécanisme de paiement à la performance introduit par le CAPI crée un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés. Sans pouvoir observer avec nos données un quelconque effet sur la durée de la consultation ou la qualité des soins, nos

estimations montrent que la prime associée au CAPI a permis une augmentation des honoraires par patient pour les médecins adhérents.

Enfin, on peut s'intéresser à l'impact du CAPI sur le coût de prise en charge de chaque patient par la Sécurité sociale. Pour cela, on se réfère à la base remboursable en additionnant les honoraires et les dépenses de prescriptions par patient (avant dernière ligne du tableau 6). On observe que le coût de prise en charge par patient a diminué de 21.8 % pour les médecins n'ayant pas adhéré au CAPI (en raison de la diminution des honoraires et des prescriptions pharmaceutiques). À l'inverse la hausse cumulée des prescriptions totales et des honoraires (paiement des actes + prime CAPI) neutralise cette baisse du coût de prise en charge des patients pour les médecins adhérents. Ce dispositif est donc coûteux pour l'Assurance maladie.

* *
*

À partir d'un panel cylindré de médecins généralistes libéraux observés avant et après la mise en place du CAPI, nous avons évalué son impact sur les comportements d'offre de soins des généralistes. Notre angle d'approche diffère de celui d'autres études empiriques sur l'influence du paiement à la performance, centrées sur l'effet des incitations financières sur l'atteinte d'objectifs fixés par les programmes. Notre approche consiste à examiner si le nouvel élément de rémunération introduit par le CAPI – lequel crée un revenu supplémentaire par patient indépendant du nombre d'actes réalisés – a conduit à un changement dans la structure d'activité des médecins. Notre analyse est basée sur un panel de 32 171 médecins généralistes français du secteur 1, qui ont eu une activité continue en libéral sur les années 2005, 2008 et 2011. Ces médecins ont réalisé 84 % des actes délivrés sur la période. Nous appliquons une méthode d'estimation à variable instrumentale sur un modèle en différences premières, afin de tenir compte du fait que la décision de souscrire au CAPI, dispositif facultatif, est une décision individuelle du médecin vraisemblablement non exogène aux comportements étudiés.

Les travaux français portant sur l'impact du CAPI sur des indicateurs de qualité n'ont pas trouvé d'effet positif sur la qualité des soins ou un effet très faible (Saint-Lary & Sicsic, 2015 ; Michel-Lepage & Ventelou, 2016 ; Sicsic & Franc, 2017). Or nos résultats montrent que le

CAPI a significativement infléchi les pratiques des médecins qui y ont adhéré dans un sens compatible avec une amélioration de la qualité des soins : contrairement à l'ensemble de leurs collègues, les médecins adhérents du CAPI n'ont pas diminué le « temps patient » (nombre de consultations par patient) ni le montant des prescriptions par patient. Ils ont également augmenté, beaucoup plus fortement que les autres médecins, la proportion de leurs patients suivis en tant que médecin traitant.

Notre étude apporte ainsi un résultat différent de celui d'autres études sur le CAPI. Il n'est pas forcément contradictoire, car nous ne nous focalisons pas sur l'efficacité du mécanisme de paiement à la performance en tant que tel, mais nous examinons si la modification du système de paiement qu'implique le CAPI, lequel relativise la part du paiement à l'acte, change quelque chose dans la structure de l'activité du médecin. La réponse est oui. Toutefois, si le CAPI a contribué d'une certaine manière à une amélioration de la qualité des soins, ce n'est pas à cause de ses indicateurs quantitatifs de qualité, mais plutôt du fait d'une relativisation du rôle de l'acte dans la rémunération du médecin. En se référant à la littérature théorique en économie de la santé, le mécanisme qui aurait joué serait celui d'une augmentation de la place de la capitation plutôt qu'un mécanisme d'incitations financières à atteindre des cibles quantitatives indicatrices de la qualité des soins.

Nos résultats ne peuvent pas être extrapolés sans précaution à l'impact potentiel de la ROSP (Rémunération sur objectifs de santé publique), qui a étendu en 2012 le paiement à la performance à l'ensemble des médecins. En effet, notre estimation à variables instrumentales ne permet d'identifier qu'un effet local du traitement sur les traités. Cet effet est obtenu sur les seuls *compliers*, qui sont les médecins dont la décision de souscrire au CAPI a été influencée par la variation de l'instrument. En outre, la base de données utilisée est un panel cylindré concernant les médecins présents sur la période 2005-2011. La validité externe des résultats peut donc être questionnée et leur généralisation à l'ensemble de la population des médecins maintenant concernés par la ROSP doit se faire avec prudence.

Nos données ne permettent pas d'aller plus loin dans l'analyse, en étudiant l'évolution du temps de travail des médecins et la durée de leurs consultations. Mais le CAPI a également conduit à augmenter les honoraires par patient. En conséquence, et alors que le coût moyen pour la Sécurité sociale de la prise en charge d'un

patient est en diminution sur la période pour l'ensemble des médecins, on n'observe pas cette diminution pour les patients des médecins adhérents au CAPI. Ce dispositif est donc coûteux pour l'Assurance Maladie. De ce fait, il est crucial de mettre en évidence des effets bénéfiques, sous la forme d'une meilleure qualité

des soins pour les patients ou sous la forme d'une meilleure efficacité des parcours de soins qui réduirait les hospitalisations évitables. En tout état de cause, nous trouvons un réel impact significatif du CAPI sur les pratiques des médecins, compatible avec une amélioration de la qualité des soins qui reste à être confirmée. □

BIBLIOGRAPHIE

- Albouy, V. & Déprez, M. (2009).** Mode de rémunération des médecins. *Économie & prévision*, 188(2), 131–139. <https://doi.org/10.3917/ecop.188.0131>
- Caisse nationale d'Assurance Maladie. (2010).** Contrat d'Amélioration des Pratiques Individuelles (CAPI) : une dynamique au bénéfice des patients. *Point d'information*, septembre 2010. https://www.ameli.fr/fileadmin/user_upload/documents/Dp_capi_16_09_2010_vdef.pdf
- Cashin, C., Chi, Y-L., Smith, P., Borowitz, M. & Thomson, S. (2014).** Paying for Performance in Health Care: Implications for Health System Performance and Accountability. Berkshire: *Open University Press*. https://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0020/271073/Paying-for-Performance-in-Health-Care.pdf
- Commission des Comptes de la Sécurité Sociale (2011).** Les comptes de la sécurité sociale résultats 2010. Fiche éclairage maladie : « Le contrat d'amélioration des pratiques individuelles (CAPI) », pp. 134–137.
- Cragg, J. & Donald, S. (1993).** Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models. *Econometric Theory*, 9(2), 222–240. <https://doi.org/10.1017/S0266466600007519>
- Delattre, E. & Dormont, B. (2003).** Fixed fees and physician-induced demand: a panel data study on French physicians. *Health Economics*, 12(9), 741–754. <https://doi.org/10.1002/hec.823>
- Doran, T., Kontopantelis, E., Valderas, J. M., Campbell, S., Roland, M., Salisbury, C. & Reeves, D. (2011).** Effect of financial incentives on incentivised and non-incentivised clinical activities: longitudinal analysis of data from the UK Quality and Outcomes Framework. *BMJ*, 342, d3590. <https://doi.org/10.1136/bmj.d3590>
- Dormont, B. & Samson, A.-L. (2008).** Medical demography and intergenerational inequalities in general practitioners' earnings. *Health Economics*, 17(9), 1037–1055. <https://doi.org/10.1002/hec.1387>
- Dormont, B. (2013).** Le paiement à la performance : contraire à l'éthique ou au service de la santé publique ? *Les Tribunes de la santé*, 40(3), 53–61. <https://doi.org/10.3917/seve.040.0053>
- Dumontet, M. & Chevillard, G. (2020).** Remédier aux déserts médicaux. Paris: Rue d'Ulm.
- Eijkenaar, F., Emmert, M., Scheppach, M. & Schöffski, O. (2013).** Effects of pay for performance in health care: a systematic review of systematic reviews. *Health Policy*, 110(2-3), 115–130. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.01.008>
- Flodgren, G., Eccles, M. P., Shepperd, S., Scott, A., Parmelli, E. & Beyer, F. R. (2011).** An overview of reviews evaluating the effectiveness of financial incentives in changing healthcare professional behaviours and patient outcomes. *The Cochrane database of systematic reviews*, (7), CD009255. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD009255>
- Franc, C. & Lesur, R. (2004).** Systèmes de rémunération des médecins et incitations à la prévention. *Revue économique*, 55(5), 901–922. <https://doi.org/10.3917/reco.555.0901>
- Gillam, S. J., Siriwardena, A. N. & Steel, N. (2012).** Pay-for-performance in the United Kingdom: impact of the quality and outcomes framework: a systematic review. *The Annals of Family Medicine*, 10(5), 461–468. <https://doi.org/10.1370/afm.1377>
- Grignon, M., Paris, V. & Polton, D. (2002).** L'influence des modes de rémunération des médecins sur l'efficacité du système de soins. Rapport pour la commission Romanow, Rapport du CREDES N° 35. <http://publications.gc.ca/collections/Collection/CP32-79-35-2002F.pdf>
- Journal Officiel (2009).** Décision du 9 mars 2009 de l'Union nationale des caisses d'assurance maladie relative à la création d'un contrat type d'amélioration des pratiques à destination des médecins libéraux conventionnés. (JORF n° 0093 du 21 avril 2009). <https://www.legifrance.gouv.fr/affichTexte.do?cidTexte=JORFTEXT000020534299>

- Kantarevic, J. & Kralj, B. (2013).** Link between pay for performance incentives and physician payment mechanisms: evidence from the diabetes management incentive in Ontario. *Health Economics*, 22(12), 1417–1439. <https://doi.org/10.1002/hec.2890>
- Kleibergen, F. & Paap, R. (2006).** Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, 133, 97–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>
- Le Breton-Lerouillois, G. & Romestaing, P. (2013).** *Atlas de la démographie médicale en France. Situation au 1er janvier 2013*. 7^e éd. Paris: Ordre National des Médecins. https://www.conseil-national.medecin.fr/sites/default/files/external-package/analyse_etude/pjlsbo/atlas_national_2013.pdf
- Michel-Lepage, A. & Ventelou, B. (2016).** The true impact of the French pay-for-performance program on physicians' benzodiazepines prescription behavior. *The European Journal of Health Economics*, 17(6), 723–732. <https://doi.org/10.1007/s10198-015-0717-6>
- Rat, C., Penhouet, G., Gaultier, A., Chaslerie, A., Pivette, J., Nguyen, J.-M. & Victorri-Vigneau, C. (2014).** Did the new French pay-for-performance system modify benzodiazepine prescribing practices? *BMC Health Services Research*, 14, 301. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-14-301>
- Saint-Lary, O. & Sicsic, J. (2015).** Impact of a pay for performance programme on French GPs' consultation length. *Health Policy*, 119(4), 417–426. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2014.10.001>
- Scott, A., Sivey, P., Ait Ouakrim, D., Willenberg, L., Naccarella, L., Furler, J. & Young, D. (2011).** The effect of financial incentives on the quality of health care provided by primary care physicians. *The Cochrane Database of Systematic Reviews*, (9), CD008451. <https://doi.org/10.1002/14651858.CD008451.pub2>
- Sicsic, J. & Franc, C. (2017).** Impact assessment of a pay-for-performance program on breast cancer screening in France using micro data. *The European journal of health economics*, 18(5), 609–621. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0813-2>
- Sutton, M., Elder, R., Guthrie, B. & Watt, G. (2010).** Record rewards: the effects of targeted quality incentives on the recording of risk factors by primary care providers. *Health Economics*, 19(1), 1–13. <https://doi.org/10.1002/hec.1440>
- Ulmann, P. (2011).** La rémunération des médecins sur objectifs de santé publique : premiers résultats et avancées de la convention médicale. Les modes incitatifs de rémunération des soins, L'Assurance Maladie, 29 novembre 2011. https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/06_Ulmann.pdf
- Van Herck, P., De Smedt, D., Annemans, L., Remmen, R., Rosenthal, M. B. & Sermeus, W. (2010).** Systematic review: Effects, design choices, and context of pay-for-performance in health care. *BMC Health Services Research*, 10, 247. <https://doi.org/10.1186/1472-6963-10-247>
-

LES OBJECTIFS DU CAPI

Indicateurs ⁽¹⁾	Objectif intermédiaire (%)	Objectif cible (%)
« Dépistage et prévention – suivi des pathologies chroniques »		
Patients de plus 65 ans vaccinés contre la grippe	71	≥ 75
Patientes de 50 à 74 ans ayant eu une mammographie dans les 2 ans	73	≥ 80
Patients de plus 65 ans traités par vasodilatateurs	9	≤ 7
Patients de plus 65 ans traités par benzodiazépines à demi-vie longue	9	≤ 5
Patients diabétiques ayant 3 ou 4 dosages de HbA1c par an	54	≥ 65
Patients diabétiques ayant eu un examen du fond de l'œil par an	52	≥ 65
Patients diabétiques (h +50 ans, f +60 ans) traités par antihypertenseurs et statines	65	≥ 75
Patients diabétiques (h +50 ans, f +60 ans) traités par antihypertenseurs et statines et aspirine à faible dose (AFD)	52	≥ 65
Patients traités par antihypertenseurs ayant normalisé leurs chiffres tensionnels (indicateur déclaratif)	40	≥ 50
« Optimisation des prescriptions »		
Antibiotiques ⁽²⁾	84	≥ 90
Inhibiteurs de la pompe à protons (IPP) ⁽²⁾	70	≥ 80
Statines ⁽²⁾	58	≥ 70
Antihypertenseurs ⁽²⁾	55	≥ 65
Antidépresseurs ⁽²⁾	70	≥ 80
Part des prescriptions d'inhibiteurs de l'enzyme de conversion (IEC) sur les prescriptions d'IEC et sartans	55	≥ 65
Nombre de patients traités par AFD / Nombre patients traités par antiagrégants plaquettaires ⁽¹⁾	84	≥ 85

⁽¹⁾ Part calculée sur les patients suivis en tant que médecin traitant.

⁽²⁾ Part des médicaments prescrits dans le répertoire des génériques (boîtes).

Source : Journal Officiel (2009).

ANNEXE 2

**CARACTÉRISTIQUES SOCIODÉMOGRAPHIQUES DES MÉDECINS SUPPRIMÉS DE L'ÉCHANTILLON INITIAL
ET DES MÉDECINS DE L'ÉCHANTILLON RETENUS POUR L'ANALYSE**

	Sortants en 2005	Sortants en 2008	Entrants en 2008	Entrants en 2011	Autres médecins	Échantillon d'analyse
Observés	Jusqu'en 2005	Jusqu'en 2008	À partir de 2008	À partir de 2011	Avec une interruption d'activité	En 2005, 2008 et 2011
Nombre de médecins	3 057	3 493	3 376	2 999	2 755	32 171
Composition (% en colonne)						
Sexe						
<i>Hommes</i>	77.2	78.4	52.9	52.5	59.3	77.8
<i>Femmes</i>	22.8	21.6	47.1	47.6	40.7	22.2
Âge						
<i>< 49 ans</i>	34.8	24.2	75.6	74	44.4	40.3
<i>49 ans – 55 ans</i>	22.5	19.9	15.4	15.5	27.1	35.6
<i>≥ 56 ans</i>	42.7	56	9	10.4	28.5	24.1
Situation familiale						
<i>Célibataire</i>	11.7	8.8	18.9	19.4	15.3	8.4
<i>Divorcé(e)</i>	14	13	9.8	9.9	14.6	10.1
<i>Marié(e)</i>	73	76.6	66.4	59.8	65.5	79.7
<i>Pacsé(e)</i>	0.6	0.5	4.6	10.5	3.3	1.2
<i>Veuf(ve)</i>	0.7	1.2	0.3	0.3	1.3	0.6
Enfant(s) à charge						
<i>Non</i>	50.3	55.3	26.5	29.4	37.6	27.5
<i>Oui</i>	49.7	44.8	73.5	70.6	62.5	72.5
Personne(s) à charge dans le foyer familial						
<i>0</i>	49.8	54.8	25.3	28.6	37.9	26.9
<i>1</i>	18.4	18	20.2	20.2	19.8	19.7
<i>2</i>	17.8	15.4	32.5	31.1	24.2	28.3
<i>3 ou +</i>	14	11.8	8	20.1	18.1	25.2

Source et champ : appariement CNAM-DGFiP-DREES. Vagues 2005, 2008 et 2011. France métropolitaine. Médecins généralistes exerçant en secteur 1 ayant une activité exclusivement libérale.

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* et Cécile Gayet*

Résumé – Alors que la facturation de dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de la CMU-C est interdite pour favoriser leur accès aux soins, des études de testing font état de discrimination à leur encontre de la part des médecins. Cette question est ici abordée du côté de l'offre de soins, à partir de quatre vagues de données administratives longitudinales concernant les médecins libéraux entre 2005 et 2014. Nous examinons si cette interdiction des dépassements pour les patients CMU-C crée une réelle contrainte financière pour les médecins du secteur 2 (pratiquant des dépassements) et les dentistes libéraux. Les estimations montrent une baisse significative du dépassement moyen par acte quand les médecins accueillent plus de patients CMU-C. S'ils existent, des reports avec des dépassements plus élevés sur les autres patients ne suffisent donc pas à annuler le choc financier. Toutefois, cette contrainte de tarif n'a pas d'impact négatif sur les honoraires totaux, pour les généralistes, les spécialistes du secteur 2 et les dentistes, car ils augmentent leur activité dans le même temps.

Abstract – Whilst it is forbidden to charge patients with CMU-C health cover fees in excess of the reimbursable regulated fee (or extra-fees), so as to make their access to care easier, field experiment studies report discrimination against the latter by physicians. This issue is approached here from the angle of healthcare supply, using four waves of longitudinal administrative data on physicians in private practice between 2005 and 2014. We examine whether this ban on excess fees for CMU-C beneficiaries, i.e. charging them fees in excess of the standard social security-negotiated fees agreed under the public health insurance scheme, generates a real financial constraint for Sector 2 physicians (those who charge extra-fees) and dentists in private practice. Estimates show a significant drop in the average extra-fees per procedure when physicians accept more CMU-C patients in their practice. Even if costs are transferred (cost-shifting), with other patients being charged higher extra-fees, this is not enough to offset the financial impact. However, this restriction does not have a negative impact on total fees for Sector 2 specialists, general practitioners and dentists, as they increase their volume of activity at the same time.

Code JEL / JEL Classification : I11, I13, I18, C23

Mots-clés : médecins libéraux, dentistes, Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C), dépassements d'honoraires, données de panel

Keywords: physicians in private practice, dentists, Supplementary Universal Health Cover (CMU-C), extra-fees, panel data

* Université Paris Dauphine-PSL, LEDA, CNRS, IRD, LEGOS (brigitte.dormont@dauphine.psl.eu ; cecile.gayet@dauphine.psl.eu)

Les auteures remercient deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques fructueuses, ainsi que Rosalind Bell-Aldeghi, Eric Bonsang, Marianne Cornu-Pauchet, Denis Raynaud, Anne-Laure Samson, Brian Turner, les participants du séminaire Legos (26/03/20), de la conférence AFSE-DG Trésor (2020), de la conférence HESG (2021) et du séminaire de l'IRDES (12/01/21). Cette recherche a bénéficié d'une convention d'accès aux données entre l'université Paris Dauphine et la DREES et d'un soutien de la part du Fonds de la Complémentaire santé solidaire (Fonds CSS) dans le cadre de la Chaire Santé, une initiative commune de PSL, Université Paris Dauphine, l'ENSAE, MGEN et ISTYA, sous l'égide de la Fondation du Risque.

Reçu en mars 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: Dormont, B. & Gayet, C. (2021). The Ban on Extra-Fees for Beneficiaries of the CMU-C Health Cover: What Consequences for Physicians and Dentists in Private Practice? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 31-47. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2046

Depuis sa création le 1^{er} janvier 2000, la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) offre une complémentaire santé gratuite aux individus dont le revenu est inférieur à un plafond. Ses bénéficiaires, comme toutes les personnes situées en bas de l'échelle des revenus, sont en moins bonne santé que le reste de la population au même âge (Tuppin *et al.*, 2011 ; CNAM, 2017). Pour lever les barrières financières d'accès aux soins, le régulateur a interdit aux médecins de facturer des dépassements d'honoraires aux bénéficiaires de la CMU-C et limité les tarifs des dentistes sur les actes prothétiques. En 2019, sa dernière année de fonctionnement, la CMU-C concerne 5.9 millions de bénéficiaires en France soit 8.8 % de la population¹. Le 1^{er} novembre 2019, la CMU-C a fusionné avec l'Aide à la Complémentaire Santé² (ACS) pour devenir la Complémentaire santé solidaire (CSS), un dispositif qui maintient les restrictions sur les prix.

La CMU-C améliore-t-elle véritablement l'accès aux soins pour ses bénéficiaires ? Les études disponibles offrent des résultats contrastés. Deux articles montrent qu'elle limite les restes à charge et les renoncements aux soins pour raisons financières (Desprès *et al.*, 2011 ; Ricci, 2011). Deux analyses économétriques sur des données en coupe montrent aussi que les bénéficiaires de la CMU-C recourent autant aux soins des généralistes, spécialistes et dentistes que les individus couverts par une complémentaire privée, toutes choses égales par ailleurs (Raynaud, 2003 ; Jess, 2015). En revanche une évaluation basée sur une régression par discontinuité ne montre pas un meilleur accès aux soins des individus éligibles à la CMU-C par rapport à ceux dont le revenu est juste au-dessus du seuil d'éligibilité³ (Guthmuller & Wittwer, 2017).

Un réel accès aux soins des bénéficiaires de la CMU-C pose la question de leur accueil par les professionnels de santé. Or la répartition des patients CMU-C est inégale entre médecins, avec des effets de concentration qui ne s'expliquent pas uniquement par la localisation des bénéficiaires sur le territoire (Boisguérin & Pichetti, 2008 ; Cases *et al.*, 2008). En outre, une étude de testing réalisée dans le Val-de-Marne en 2005 a signalé 4.8 % de refus de soins au titre de la CMU-C chez les généralistes, 41 % chez les spécialistes et 39 % chez les dentistes (Desprès, 2010). Ces difficultés d'accès sont confirmées par un testing plus récent qui couvre la France entière : en 2019, les refus de recevoir les bénéficiaires de la CMU-C et de l'Aide au paiement d'une Complémentaire Santé (ACS)

concernent 9 % des demandes de rendez-vous chez les dentistes, 11 % chez les gynécologues et 15 % chez les psychiatres (Chareyron *et al.*, 2019). Ces études montrent que les refus sont plus importants chez les médecins à honoraires libres et l'analyse de leur discours fait ressortir que l'interdiction des dépassements d'honoraires est un motif de refus de soins (Desprès & Lombraïl, 2017). À un niveau plus qualitatif, on observe aussi une discrimination à l'encontre des bénéficiaires de la CMU-C, qui se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une durée de consultation plus courte (Breuil-Genier & Goffette, 2006).

Partant de ce constat de discrimination, cet article aborde le problème du côté de l'offre de soins. L'objectif est d'examiner si l'interdiction de dépassement d'honoraires pour les patients bénéficiaires de la CMU-C crée une importante contrainte financière pour les médecins et les dentistes libéraux (voir *infra*, encadré sur la régulation des dépassements d'honoraires en France). L'accueil des bénéficiaires de la CMU-C implique-t-il une baisse de leurs honoraires ? Ou bien parviennent-ils à les maintenir *via* une hausse de leur volume d'activité ou une revalorisation des dépassements facturés aux autres patients ? Ces leviers d'ajustement débouchent sur différentes conclusions pour la politique publique. Une hausse des dépassements par effet de report impliquerait une augmentation du reste à charge pour les patients concernés. Une augmentation compensatrice du niveau d'activité, si elle ne répondait pas à des besoins accrus de soins pour certains patients, correspondrait à des comportements de demande induite coûteux pour l'assurance maladie. Pour guider les politiques de lutte contre les refus de soins, il convient donc d'interroger la rémunération actuelle de la prise en charge des bénéficiaires de la CMU-C pour les médecins et les dentistes libéraux. L'intérêt d'étudier ces mécanismes est renforcé par le fait que les contraintes tarifaires ont été étendues aux bénéficiaires de l'ACS pour l'interdiction des dépassements en 2012 et les tarifs des soins prothétiques en 2017, puis maintenues dans le cadre de la CSS qui englobe CMU-C et ACS.

Nous mobilisons des données provenant de l'appariement de deux sources administratives : l'une

1. Le seuil d'éligibilité à la CMU-C était alors de 746 € mensuels pour une personne seule vivant en France métropolitaine, soit 74 % du seuil de pauvreté.

2. L'ACS subventionnait l'achat d'une complémentaire santé pour les personnes un peu moins pauvres, dont les revenus dépassent le plafond de la CMU-C, jusqu'à 35 %. En 2019, 1.7 millions d'individus en bénéficiaient.

3. Ce résultat diffère pour le sous-échantillon des individus de moins de 30 ans pour lesquels les éligibles à la CMU-C ont un meilleur accès au spécialiste.

ENCADRÉ – La régulation des dépassements d'honoraires en France

En France, les conventions médicales fixent les prix des actes médicaux, appelés tarifs opposables, qui servent de base pour la couverture garantie par la Sécurité sociale. Les médecins et dentistes libéraux sont rémunérés à l'acte sur la base de ce tarif^(a). La convention de 1980 a créé deux secteurs d'activité : dans le secteur 1, les médecins doivent facturer les tarifs opposables^(b) ; dans le secteur 2, dit « à honoraires libres », les médecins peuvent librement fixer des tarifs supérieurs au tarif opposable, mais avec « tact et mesure »^(c), l'écart correspondant à ce qui est appelé dépassements d'honoraires. En contrepartie du renoncement aux dépassements, les médecins du secteur 1 bénéficient d'une prise en charge partielle de leurs cotisations sociales et de retraite. La distinction en secteurs n'existe pas pour les dentistes, qui disposent de la « liberté tarifaire », laquelle correspond à la liberté de pratiquer des dépassements mais uniquement sur les actes prothétiques. Du côté des patients, les tarifs opposables sont couverts à 70 % par l'Assurance Maladie pour les soins ambulatoires. Les restes à charge (ticket modérateur, participation forfaitaire et dépassements d'honoraires) peuvent être couverts en tout ou partie par une assurance complémentaire. En 2013, 95 % des Français ont une assurance maladie complémentaire, dont seulement 60 % des contrats couvrent une partie des dépassements d'honoraires (Batto *et al.*, 2016). La conception de la CMU-C prévoit l'interdiction des dépassements d'honoraires pour les médecins du secteur 2. Concernant les soins prothétiques, la CMU-C impose aux dentistes des prix plafonds qu'elle prend entièrement en charge et qui sont supérieurs aux tarifs opposables.

L'autorisation des dépassements permet une amélioration du revenu des médecins sans peser directement sur les dépenses de la Sécurité sociale. En appréciant la situation sociale de leurs patients lors de leur première consultation, les médecins en secteur 2 et les dentistes sont en mesure de pratiquer des tarifs discriminants en les ajustant à la disposition à payer de leurs patients (Johar *et al.*, 2014; 2017). Mais parce qu'ils ne sont pas couverts par la Sécurité sociale, les dépassements d'honoraires peuvent limiter l'accès aux soins dans les départements faiblement dotés en médecins du secteur 1 (Dormont & Péron, 2016). Pour contenir leur développement dans le cadre des soins de premier recours, l'accès au secteur 2 pour les généralistes a été quasiment gelé en 1990^(d).

^(a) Une part faible des honoraires des médecins et des dentistes est issue de paiements forfaitaires. Dans notre échantillon, ils représentent respectivement 6.3 %, 1.1 % et 0.2 % de la rémunération des généralistes, des spécialistes et des dentistes.

^(b) Les médecins du secteur 1 peuvent facturer les dépassements d'honoraires dans certains cas particuliers, qualifiés de dépassements exceptionnels (exigence particulière du patient) ou de dépassements autorisés (si le patient n'a pas respecté le parcours de soin).

^(c) Article R.4127-53 du code de la santé publique.

^(d) Concrètement son accès a été réservé aux anciens chefs de clinique, ce qui excluait de facto les généralistes. Plus récemment ont été introduits le Contrat d'Accès aux Soins (2014) puis l'Option Pratique Tarifaire Maîtrisée (2017) qui encouragent les médecins du secteur 2, principalement des spécialistes, à limiter leurs dépassements et à étendre leur part d'activité au tarif opposable.

sur l'activité des professionnels de santé libéraux (Caisse Nationale d'Assurance Maladie, CNAM), l'autre sur leurs revenus déclarés (Direction Générale des Finances Publiques, DGFIP). Ces données individuelles longitudinales comportent quatre vagues (2005, 2008, 2011 et 2014) et sont exhaustives sur le champ des professionnels de santé libéraux conventionnés français. La stratégie empirique consiste à estimer l'impact d'une variation de la proportion de leurs patients bénéficiaires de la CMU-C sur les composantes des honoraires et de l'activité des médecins et des dentistes. Chacune des estimations tient compte des caractéristiques de la population locale et de la densité médicale dans la zone du médecin en utilisant les données de recensement de l'Insee. L'échantillon est réparti selon la classification des disciplines d'internat des études de médecine : généralistes, spécialistes médicaux, radiologues, spécialistes chirurgicaux, pédiatres, psychiatres, gynécologues, anesthésistes et dentistes. Au total, les données comportent 389 776 observations pour 142 877 médecins et dentistes libéraux à temps plein observés en 2005, 2008, 2011 et 2014⁴.

Ces données longitudinales permettent de spécifier des modèles à effets fixes pour tenir compte de caractéristiques inobservées et constantes

dans le temps du médecin, qui pourraient être corrélées à son comportement d'accueil des bénéficiaires de la CMU-C (éthique, style de pratique, etc.). Dans ce cadre, des estimations par les moindres carrés ordinaires dans un modèle à effet fixe sont convergentes si les variations temporelles de la part des patients CMU-C du médecin sont exogènes, autrement dit si elles correspondent aux fluctuations de la demande CMU-C qui lui est adressée.

A contrario, si les variations de la part de patients CMU-C dépendent du comportement du médecin, il est nécessaire de mettre en œuvre une méthode à variable instrumentale pour obtenir une estimation convergente. Pour des raisons de puissance statistique une telle estimation n'a été possible que pour une catégorisation des médecins en trois groupes : généralistes, spécialistes et dentistes. L'instrument utilisé est la proportion de bénéficiaires de la CMU-C dans le département du médecin⁵. S'il peut être corrélé à un effet spécifique du médecin lié à son choix de localisation lors de son installation, le fait que la spécification comporte des effets fixes élimine cette source de biais. Nos estimations à variable

4. Les dentistes ne sont observés qu'à partir de la vague 2008.

5. Ces données ont été fournies par le fonds de financement de la CMU-C.

instrumentale permettent de conforter, pour ce regroupement des médecins en trois catégories l'essentiel des résultats obtenus par les moindres carrés ordinaires à effets fixes sur une catégorisation plus fine des spécialités médicales.

Nos estimations montrent que l'interdiction de dépassement d'honoraires pour les patients CMU-C est associée à une baisse significative de la valeur moyenne des dépassements par acte quand les médecins accueillent plus de patients CMU-C. La possibilité de report par augmentation des dépassements sur les autres patients est donc limitée. Toutefois, la contrainte sur les tarifs n'implique pas de baisse significative des honoraires totaux pour les généralistes, ni pour les dentistes, ou toute autre spécialité hormis les spécialistes chirurgicaux⁶. On observe que les médecins à honoraires libres et les dentistes augmentent leur activité quand leur part de patients CMU-C augmente. En utilisant les médecins du secteur 1 comme contrefactuel pour mesurer des besoins de soins éventuellement plus importants des patients CMU-C, la hausse d'activité suggère des comportements de demande induite chez les généralistes et les spécialistes en secteur 2. Cette hypothèse est vérifiée pour les généralistes, mais pas pour les spécialistes lorsque nous admettons que des contraintes de temps de travail affecteraient différemment la capacité des médecins à multiplier les actes entre les secteurs. Pour les généralistes, les spécialistes pris ensemble et les dentistes, les estimations à variable instrumentale confirment la baisse des dépassements par acte quand la proportion de patients CMU-C augmente et l'augmentation du nombre d'actes par patient, ainsi que l'absence d'impact sur les honoraires totaux⁷.

La suite de cet article résume tout d'abord la littérature économique concernant l'analyse des comportements d'offre de soins (section 1), avant de présenter les données utilisées et des statistiques décrivant l'activité, les honoraires et la patientèle des médecins et dentistes libéraux (section 2). Les sections 3 et 4 présentent la stratégie empirique et les résultats obtenus, avant de conclure dans une dernière section.

1. L'analyse économique de l'offre de soins et du prix des soins

La littérature économique relative aux questions que nous traitons porte sur trois thèmes principaux : la qualité des soins offerts lorsque le médecin peut fixer librement ses prix, l'impact sur les décisions du médecin de contraintes réglementaires sur les prix, enfin l'effet d'une contrainte sur les prix pour une partie seulement

des patients, ce qui correspond directement à la question de l'accueil des patients CMU-C.

L'analyse théorique de l'offre de soins considère généralement que les prix sont libres et que le médecin est en concurrence monopolistique, avec des éléments de différenciation liés à sa localisation et à sa réputation. En maximisant son utilité sous la contrainte de la fonction de demande qui lui est adressée, il (ou elle) détermine son offre de soins dans ses différents aspects : prix, quantité, qualité. Pour extraire le surplus des consommateurs, il peut jouer sur les prix et la qualité des soins, dont la durée de la consultation est une modalité (Glazer & McGuire, 1993 ; Clerc *et al.*, 2012). Sous l'hypothèse qu'une amélioration de la qualité des soins bénéficie à tous les patients, une discrimination par le prix sous la forme de dépassements d'honoraires peut accroître le bien-être social : les gains générés par la hausse de la qualité des soins pour tous excèdent les pertes de surplus dues à la hausse des prix pour les patients reçus avec des dépassements (Kifmann & Scheuer, 2011).

Les études empiriques ne contredisent pas ces prédictions théoriques. Les médecins français qui exercent en secteur 2 ont des durées de consultation plus longues que leurs homologues en secteur 1 (Breuil-Genier & Goffette 2006 ; Clerc *et al.*, 2012) et une étude sur données australiennes ne trouve pas de différence de qualité des soins offerts par un même généraliste à différents patients selon le tarif appliqué (Johar *et al.*, 2014). Mais la complexité des situations ne permet pas de retenir une prédiction théorique générale : les élasticités prix et qualité sont probablement hétérogènes parmi les fonctions d'offre émanant des différents médecins, ainsi que dans les fonctions de demande, et rien n'exclut une discrimination en qualité entre patients.

Le thème des conséquences de différences de tarifs régulés entre patients a été développé aux États-Unis depuis la mise en place des programmes d'assurance publique *Medicare* (personnes de plus de 65 ans) et *Medicaid* (ménages modestes). *Medicaid* est aussi attribué sous condition de ressources aux affiliés à *Medicare* et joue dans ce cas un rôle très comparable à celui de la CMU-C en offrant une couverture complémentaire gratuite pour des tickets modérateurs qui sont importants dans

6. Le résultat concernant les spécialistes chirurgicaux n'est pas robuste à l'utilisation d'une spécification en différence première et à l'inclusion ou non de l'année 2014.

7. Pour les dentistes on obtient une hausse significative des honoraires totaux et des revenus moyens par patient quand leur part de patients bénéficiaires de la CMU-C s'accroît. Mais ces résultats ne sont pas toujours robustes.

Medicare comme pour la Sécurité sociale en France (Dormont, 2019). Pour contenir le coût de ces couvertures publiques, les tarifs fixés pour un patient *Medicaid* sont plus faibles que pour un patient *Medicare*, eux-mêmes plus faibles que pour un patient avec une assurance privée. De nombreux travaux établissent que ces écarts favorisent des inégalités d'accès aux soins, en montrant qu'une augmentation des tarifs *Medicaid* améliore l'accueil des bénéficiaires de *Medicaid* dans tous ses aspects, y compris la durée des consultations ou que, pareillement, une baisse des tarifs *Medicaid* conduit à une détérioration de leur accueil (Sloan *et al.*, 1978 ; Adams, 1994 ; Decker, 2007 ; Buchmueller *et al.*, 2015 ; Polsky *et al.*, 2015 ; Candon *et al.*, 2018 ; Alexander & Schnell, 2019). À l'inverse, les restrictions qui ont été imposées dans les années 1980 sur les dépassements d'honoraires facturés aux bénéficiaires *Medicare* n'ont pas affecté leur recours aux soins ni la qualité des soins (McKnight, 2007).

L'incitation à refuser les patients concernés par un tarif réduit peut être désactivée si les médecins peuvent compenser cette contrainte par une revalorisation des tarifs pour leurs autres patients. Dans la littérature, cette stratégie est appelée *cost-shifting*. Elle n'est optimale pour le médecin que sous certaines conditions qui portent sur la forme de la fonction de demande qui s'adresse à lui, notamment une élasticité prix relativement faible chez les patients soumis aux dépassements (Ginsburg, 2003). Peu d'études empiriques examinent cette question chez les médecins libéraux : nous n'avons trouvé que l'article de Showalter (1997) sur données américaines, lequel ne trouve pas d'impact significatif d'une baisse des tarifs *Medicaid* sur les tarifs des soins de ville facturés aux patients ayant une assurance privée. De façon générale, le choc occasionné par une augmentation du nombre de patients au tarif réduit doit conduire le médecin à un nouveau calcul d'optimisation (si l'on poursuit la représentation en termes d'*homo economicus*) qui peut l'amener à modifier la quantité de soins offerte, les montants de dépassements et la durée des consultations (qui détermine son temps de travail pour un niveau d'activité donné). Dans ce cadre, ses décisions dépendront de ses préférences en matière d'arbitrage loisir-travail et de son éthique en tant que professionnel de santé.

Des articles analysant les réactions des médecins à des chocs de prix administrés montrent des ajustements où l'effet revenu domine l'effet de substitution dans l'arbitrage loisir-travail. Coudin *et al.* (2015) étudient l'impact du gel

du secteur 2 sur l'activité des généralistes en France avec une méthode de régression par discontinuité. Elles trouvent que les médecins contraints par ce gel ont une activité de 50 % plus élevée que leurs pairs des générations précédentes qui n'ont pas subi de restriction sur leurs tarifs de consultation (pour les généralistes touchés par la réforme la baisse était de 42 % en moyenne). Une enquête d'évaluation contingente menée par Chanel *et al.* (2017) auprès de généralistes français montre aussi que beaucoup d'entre eux déclarent qu'une augmentation des tarifs des soins les conduirait à réduire leur temps de travail. Dans un autre contexte, Chen (2014) trouve qu'une hausse des tarifs *Medicaid* a réduit significativement le nombre total d'heures travaillées des médecins américains. Une hausse de l'activité des médecins doit être interprétée avec précaution : elle peut correspondre à un nouvel équilibre économique si les prix sont libres et si la hausse de l'activité est conforme à l'élasticité prix de la demande. Elle peut aussi correspondre à de la demande induite, c'est-à-dire à une multiplication du nombre d'actes par patient, si la variation de l'activité est supérieure à ce qui serait prédit par l'élasticité prix de la demande ou bien, dans un contexte de prix fixes, si la demande de soins était satisfaite au préalable (Delattre & Dormont, 2000).

2. Des données sur les médecins de toutes spécialités et secteurs

2.1. Des données proches de l'exhaustivité

Nos données proviennent d'un appariement de deux sources administratives de la Caisse nationale d'Assurance Maladie (CNAM) et de la Direction générale des finances publiques (DGFIP), qui fournit pour les années 2005, 2008, 2011 et 2014 des informations sur l'activité des professionnels de santé libéraux et leurs déclarations de revenus. Les données appariées sont exhaustives sur le champ des médecins libéraux conventionnés en France métropolitaine : toutes les spécialités médicales sont observées, ainsi que les dentistes à partir de 2008. Les données sont organisées en un panel non cylindré : tous les médecins ne sont pas présents dans les quatre vagues, selon leur date d'installation et de départ en retraite.

Les données de la CNAM concernent les honoraires totaux perçus par le médecin et distinguent ceux qui sont issus des tarifs opposables et majorations, les dépassements d'honoraires et les paiements forfaitaires, ainsi que le volume de soins délivrés par le médecin, le nombre d'actes cliniques et techniques et les prescriptions. On

dispose aussi d'informations sur le médecin (âge et sexe, année d'installation en exercice libéral, spécialité et secteur d'activité) et sur sa patientèle (nombre de patients différents reçus dans l'année, structure par âge et sexe de la patientèle, part de patients en Affection de Longue Durée (ALD) et de patients bénéficiaires de la CMU-C). Par ailleurs, nous avons eu accès à l'information sur la commune d'exercice du médecin, ce qui permet d'utiliser les données de recensement de l'Insee pour tenir compte des caractéristiques de la population locale et de la densité médicale dans la zone du médecin⁸. L'échelle géographique retenue est le canton-ville⁹, la commune étant trop petite pour intégrer tous les déplacements des individus et le département trop grand pour tenir compte des hétérogénéités d'offre et de demande.

Le champ de l'étude est circonscrit aux médecins et dentistes conventionnés libéraux à temps plein qui exercent en France métropolitaine en secteur 1 ou 2 et sont au plus âgés de 65 ans. Les médecins partiellement salariés, qui représentent 16.6 % des médecins et dentistes libéraux du champ, ne sont pas pris en compte, faute d'information sur leur structure d'activité. Pour les besoins de l'analyse empirique, nous avons aussi écarté les médecins qui ont changé de secteur ou de spécialité, et diverses observations atypiques¹⁰. La base de données finale étudiée comprend 389 776 observations qui correspondent à 142 877 médecins ou dentistes, soit 93.5 % du champ des médecins et dentistes libéraux.

Les spécialités sont regroupées selon les diplômes d'études spécialisées en disciplines d'internat : médecine générale, pédiatrie, psychiatrie, spécialité médicale, spécialité chirurgicale, anesthésie, gynécologie et radiologie¹¹. Pour les dentistes, le sous-groupe de ceux spécialisés en orthopédie dento-faciale (ODF), qui représente 5.5 % des dentistes, n'est pas inclus.

Travailler sur le détail de spécialités comme nous le faisons est rare, sinon unique en économétrie appliquée aux données de santé. Jusqu'à récemment, les données françaises concernant les médecins résultaient d'un sondage au 1/10^e, sans échantillon de taille suffisante pour chaque spécialité. Ici, nous étudions le détail des spécialités à l'exception de quelques unes¹². Notre base de données est donc proche de l'exhaustivité : elle comprend 62 398 généralistes, 11 921 spécialistes médicaux, 5 595 radiologues, 10 106 spécialistes chirurgicaux, 4 077 psychiatres, 3 739 gynécologues, 2 028 pédiatres, 3 858 anesthésistes et 39 155 dentistes.

L'information disponible comporte toutefois une limite : nous n'observons pas l'activité au niveau de chaque patient ou catégorie de patients chez le médecin. L'approche empirique consiste donc en une évaluation de l'impact moyen pour chaque médecin d'une variation de sa proportion annuelle de patients CMU-C sur ses honoraires, ses dépassements d'honoraires et son volume d'activité annuels, sans pouvoir identifier, dans ces variables, la part correspondant aux bénéficiaires de la CMU-C et celle correspondant aux autres patients.

2.2. Activité et patientèle des dentistes et des médecins par spécialité et secteur

Une première approche descriptive met en évidence des différences assez marquées entre les secteurs et selon les spécialités (tableau 1). Concernant la répartition en secteurs, seuls 9.4 % des généralistes exercent en secteur 2, à cause de la forte restriction d'accès à ce secteur depuis 1990. Cette part est beaucoup plus élevée, mais variable, pour les spécialistes : 68.2 % pour les spécialistes chirurgicaux, seulement 9.8 % pour les radiologues. Le nombre de patients est lui aussi très variable entre les praticiens : par exemple, les généralistes et les pédiatres voient environ 1 500 patients différents pour lesquels ils réalisent environ trois actes cliniques dans l'année, les psychiatres ont assez peu de patients (environ 400) qu'ils voient dix fois dans l'année et à l'inverse, les gynécologues, les anesthésistes, les spécialistes médicaux et chirurgicaux ont plusieurs milliers de patients pour lesquels ils réalisent environ un acte clinique et un acte technique. Les radiologues sont tout à fait particuliers : ils voient plus de 6 000 patients différents dans l'année pour lesquels ils réalisent deux actes techniques. Les dentistes reçoivent en moyenne 829 patients différents pour lesquels ils réalisent presque quatre actes par an dont 0.5 actes prothétiques.

8. Les données de recensement n'étant pas disponibles pour la vague 2005, nous utilisons celles de 2006.

9. Le « canton-ville » correspond à un regroupement d'une ou plusieurs communes entières. Il en existe 3 785 en France métropolitaine pour plus de 36 000 communes.

10. Médecins du secteur 2 et dentistes avec des dépassements moyens par acte supérieurs à 100 000 € ou inférieurs à 1 €, médecins ayant réalisé moins d'actes qu'ils n'ont vu de patients dans l'année, et observations pour lesquelles au moins une valeur des variables d'intérêt est négative ou nulle, ou comportant au moins une variable manquante une année donnée. Les stomatologues (0.7 % des médecins conventionnés) qui font partie des spécialistes chirurgicaux ont également été exclus de l'analyse car ils facturent des dépassements importants à leurs patients même en secteur 1.

11. Même si la radiologie fait partie de la discipline « spécialité médicale », nous examinons séparément les radiologues à cause de leurs particularités en termes d'activité (voir tableau 1). Les spécialités médicales regroupent principalement la cardiologie, la dermatologie, la gastro-entérologie, la rhumatologie et la pneumologie. Les spécialités chirurgicales comprennent l'ophtalmologie, la chirurgie et l'oto-rhino-laryngologie (ORL).

12. Les médecins biologistes, les stomatologues et les dentistes avec une spécialité ODF.

Tableau 1 – Patientèle et structure de l'activité – Moyennes par médecin-année

	Généralistes		Spécialistes médicaux		Radiologues		Spécialistes chirurgicaux		Psychiatres		Gynécologues		Pédiatres		Anesthésistes		Dentistes	
N. obs	189 631		34 208		14 307		26 409		10 971		10 347		5 447		9 437		89 019	
Nb médecins	62 398		11 921		5 595		10 106		4 077		3 739		2 028		3 858		39 155	
% secteur 2	9.4		27.2		9.8		68.2		24.5		53.4		29.1		36.2		-	
Secteur	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2		
Nb patients	1713	1349	2620	2250	6619	6969	3614	2514	417	334	2396	2108	1571	1581	2686	2541	829	
	(78)	(78)	(2923)	(3076)	(2950)	(3462)	(2302)	(2217)	(315)	(258)	(893)	(887)	(773)	(710)	(1042)	(1006)	(408)	
Statistiques par patient																		
Actes	3.2	3.1	2.6	2.1	2.4	2.0	1.9	2.0	9.9	9.4	1.8	1.8	2.7	2.5	1.6	1.6	3.9	
	(1.2)	(1.8)	(3.1)	(1.2)	(1.9)	(1.2)	(0.8)	(0.6)	(6.5)	(5.6)	(0.5)	(0.5)	(0.7)	(0.7)	(0.6)	(0.4)	(1.3)	
cliniques	3.2	2.7	1.1	1.2	0.1	0.1	0.8	1.1	9.8	9.4	1.2	1.3	2.6	2.4	0.6	0.6	-	
	(1.2)	(1.6)	(1.4)	(0.7)	(0.3)	(0.3)	(0.5)	(0.5)	(6.5)	(5.6)	(0.4)	(0.4)	(0.8)	(0.7)	(0.2)	(0.2)		
techniques	0.1	0.3	1.5	0.9	2.3	2.0	1.0	0.9	0.0	0.0	0.5	0.5	0.1	0.1	1.0	1.0	0.5*	
	(0.5)	(1.1)	(2.6)	(1.1)	(1.7)	(1.0)	(0.9)	(0.6)	(0.1)	(0.1)	(0.5)	(0.5)	(0.2)	(0.2)	(0.6)	(0.3)	(0.4)	
% ALD	16.0	14.6	30.8	24.7	23.7	22.0	19.2	21.4	26.6	20.5	7.4	8.4	1.6	1.8	17.4	16.7	11.3	
	(6.4)	(6.7)	(18.6)	(13.9)	(18.3)	(14.7)	(9.0)	(11.3)	(14.5)	(11.1)	(3.1)	(7.7)	(2.0)	(2.0)	(10.3)	(8.1)	(4.0)	
% CMU-C	8.8	4.2	4.6	4.2	5.3	3.9	5.8	4.9	7.1	3.9	5.6	5.4	8.3	7.4	4.8	4.0	6.3	
	(8.6)	(4.3)	(4.0)	(3.3)	(4.1)	(2.6)	(5.0)	(3.7)	(5.4)	(3.6)	(5.1)	(4.8)	(7.0)	(6.7)	(3.2)	(2.6)	(7.1)	
%Zéro CMU-C	0.2	1.2	0.3	0.4	0.2	0.6	0.2	0.3	2.3	9.0	0.1	0.2	0.2	0.1	0.3	0.4	1.2	

* pour les dentistes, il s'agit d'actes prothétiques.

Note : les écarts-type sont entre parenthèses.

Lecture : les généralistes en secteur 1 ont en moyenne 1 713 patients différents une année donnée.

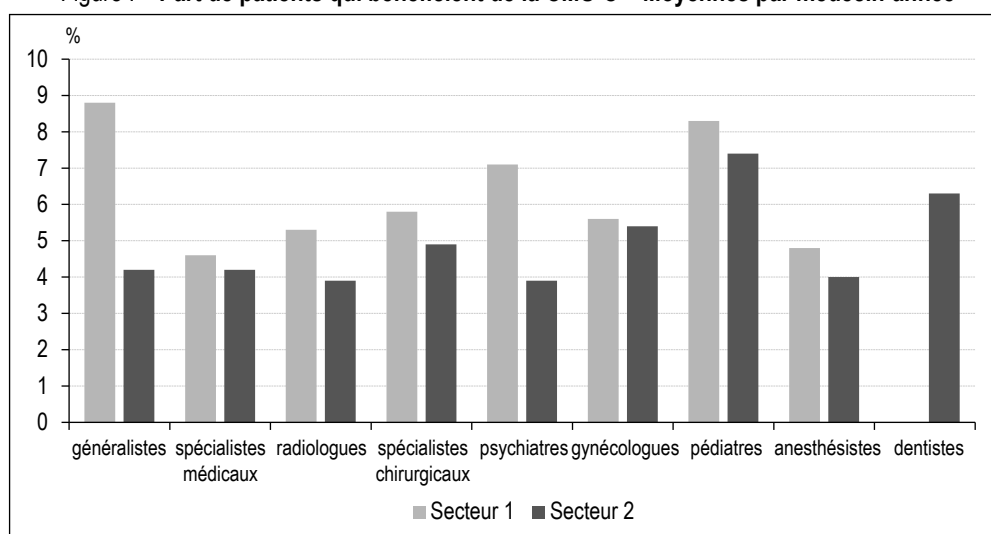
Source et champ : appariement CNAM-DGFIP, vagues 2005-2008-2011-2014. France métropolitaine. Médecins et dentistes conventionnés de 65 ans et moins exerçant une activité libérale à temps plein.

La proportion de patients en ALD est aussi caractéristique de l'activité des spécialités médicales : proche de la moyenne nationale (14.4 % en 2011) pour les généralistes, elle est plus faible pour les pédiatres et les gynécologues (respectivement 1.6 % et 7.4 % pour ceux du secteur 1), dont une partie des patients n'ont pas forcément de graves problèmes de santé (suivi préventif, contraception). En revanche, les spécialistes médicaux, les spécialistes chirurgicaux, les

radiologues et les psychiatres, ont une proportion de patients en ALD nettement au-dessus de la moyenne nationale.

La figure I illustre l'accueil des bénéficiaires de la CMU-C par les médecins (les pourcentages sont détaillés dans le tableau 1). La répartition des bénéficiaires entre les spécialités médicales s'explique en premier lieu par leurs besoins spécifiques. Les bénéficiaires de la CMU-C sont

Figure I – Part de patients qui bénéficient de la CMU-C – Moyennes par médecin-année



Source et champ : appariement CNAM-DGFIP, vagues 2005-2008-2011-2014. France métropolitaine. Médecins et dentistes conventionnés de 65 ans et moins exerçant une activité libérale à temps plein.

principalement des enfants et des jeunes femmes et sont par ailleurs plus souvent touchés par des problèmes psychiatriques que les autres assurés ce qui fait que les généralistes, les psychiatres et les pédiatres ont une proportion de patients bénéficiaires supérieure à la moyenne nationale métropolitaine (7.1 % en 2014). En revanche, cette proportion est plus faible pour les autres spécialités. Surtout, elle est toujours moins élevée dans le secteur 2 que dans le secteur 1. Sans exclure l'hypothèse de refus de soins plus marqués dans le secteur 2, la répartition géographique des médecins du secteur 2 et des bénéficiaires de la CMU-C sur le territoire peuvent expliquer ces différences.

Très peu de médecins ne reçoivent aucun patient bénéficiaire de la CMU-C, à l'exception des psychiatres (9.0 % en secteur 2 et 2.3 % en secteur 1)¹³. Ne prendre en charge aucun patient CMU-C peut résulter de la localisation du cabinet.

Sur la période étudiée, la part de bénéficiaires de la CMU-C a d'abord diminué entre 2005 et 2008, passant de 6.3 % à 5.8 %, puis augmenté ensuite pour atteindre 6.1 % en 2011 et 7.1 % en 2014. La hausse importante entre 2011 et 2014 s'explique par la revalorisation du seuil d'éligibilité de la CMU-C de +8.3 % en 2013 et par les effets de la crise de 2008. Dans l'échantillon, plus de la moitié des médecins et dentistes (61.6 % des généralistes, 60.5 % des spécialistes

et 50.6 % des dentistes) connaissent une diminution de leur proportion de patients bénéficiaires de la CMU-C entre deux vagues consécutives. Comparé aux variations globales, ceci indique un phénomène de concentration de l'activité CMU-C (voir Annexe en ligne, tableau C1 – lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Nos spécifications comportant un effet fixe médecin, c'est l'écart-type *within* de cette variable qui mesure l'importance moyenne des fluctuations de la proportion de patients CMU-C connues par chaque médecin ; cet écart-type est assez modéré et proche de 1.5 point, ne dépassant 2 points que pour les psychiatres du secteur 1.

2.3. Honoraires, tarifs et dépassements des dentistes et des médecins par spécialité et secteur

Les spécialistes du secteur 2 ont des honoraires supérieurs à ceux de leurs homologues du secteur 1 (tableau 2), alors qu'ils ont un volume d'activité plus faible (cf. tableau 1). En secteur 1, les honoraires annuels varient entre 137 k€ et 170 k€ pour les généralistes, les pédiatres, les psychiatres et les gynécologues et ils sont plus élevés pour les autres spécialités, atteignant jusqu'à 590 k€ pour les radiologues.

13. Les médecins et dentistes qui ne reçoivent aucun patient CMU-C sont particuliers : leurs honoraires sont plus faibles et ils reçoivent moins de patients pour lesquels ils réalisent un nombre d'actes plus importants facturés à des prix très élevés (voir Annexe en ligne, tableaux C11 et C12).

Tableau 2 – Honoraires et dépassements – Moyennes par médecin-année

	Généralistes		Spécialistes médicaux		Radiologues		Spécialistes chirurgicaux		Psychiatres		Gynécologues		Pédiatres		Anesthésistes		Dentistes	
N. obs	189 631		34 208		14 307		26 409		10 971		10 347		5 447		9 437		89 019	
Nb médecins	62 398		11 921		5 595		10 106		4 077		3 739		2 028		3 858		39 155	
% secteur 2	9.4		27.2		9.8		6.8		24.5		53.4		29.1		36.2		-	
Secteur	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2	1	2
Honoraires																		
annuels (en K€)	148 (66)	144 (98)	223 (147)	221 (169)	590 (347)	696 (384)	245 (140)	362 (209)	137 (86)	157 (94)	170 (105)	267 (145)	137 (69)	179 (83)	296 (1096)	412 (147)	240 (135)	
par patient (en €)	926 (78)	123 (88)	121 (126)	122 (80)	138 (244)	132 (196)	99 (125)	207 (153)	409 (243)	619 (416)	72 (38)	137 (81)	90 (25)	117 (35)	126 (231)	180 (88)	3171 (217)	
par acte (en €)	29 (71)	42 (27)	49 (29)	60 (29)	51 (47)	59 (30)	51 (68)	104 (75)	43 (6)	66 (17)	39 (13)	72 (31)	34 (7)	47 (10)	80 (213)	116 (50)	415 ^(b) (125)	
Dépassements ^(a)																		
par patient (en €)	0.6 (4)	42 (62)	1 (5)	34 (30)	1 (21)	29 (42)	5 (54)	70.6 (86)	10 (36)	258 (239)	2.5 (7)	54 (50)	1 (5)	40 (24.5)	6.5 (27)	65 (65)	164 (169)	
par acte (en €)	0.2 (1)	14 (26)	0.5 (2)	18 (15)	0.4 (6)	14 (14)	3 (36)	37 (47)	1 (3)	28 (17)	1 (3)	29 (22)	0.5 (1.8)	16 (10)	4 (17)	42 (40)	309 ^(c) (122)	
par honoraires (en %)	0.6 (3)	30 (15)	1 (3)	29 (14.5)	0.7 (3)	22 (13)	2 (6.5)	31 (14)	2 (5)	39 (13.9)	3 (6)	38 (13)	1 (4)	32 (12)	4 (9)	32 (15)	48 (11)	

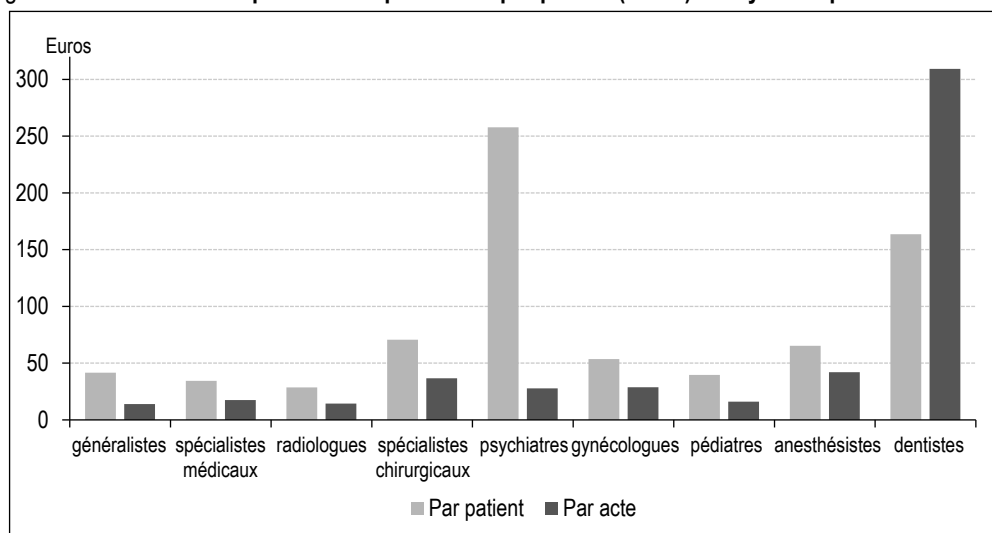
^(a) pour les dentistes il s'agit plutôt de la liberté tarifaire sur les actes prothétiques. ^(b) honoraires par acte prothétique. ^(c) dépassements par acte prothétique. Lecture : les honoraires des généralistes en secteur 1 s'élèvent à 148 K€ en moyenne une année donnée. Source et champ : voir Tableau 1.

En secteur 2, les dépassements sont une part importante des honoraires, de 22.2 % des honoraires pour les radiologues à 38.8 % pour les psychiatres. Cela suggère que les médecins du secteur 2 font face à une demande qui est une fonction décroissante des dépassements et proposent des tarifs plus élevés, quitte à délivrer moins d'actes que leurs collègues en secteur 1. En secteur 2, les dépassements par acte varient de 14 € en moyenne pour les généralistes et les radiologues, à 42 € pour les anesthésistes. Les dentistes, qui ne peuvent tarifier librement que les actes prothétiques, réalisent en moyenne 309 € de dépassements par acte prothétique¹⁴. Ces chiffres illustrent l'effet de la liberté tarifaire : 48 % des honoraires des dentistes proviennent des dépassements d'honoraires.

Les dépassements annuels moyens par patient donnent une idée de l'impact financier de la prise en charge d'un patient bénéficiaire de la CMU-C pour un médecin du secteur 2 ou un dentiste : de 29 € par patient pour un radiologue, le dépassement atteint jusqu'à 258 € pour un psychiatre (tableau 2 et figure II). Le coût d'opportunité est particulièrement élevé pour un psychiatre du secteur 2, en raison du nombre important de consultations réalisées dans l'année pour un même patient. Ceci éclaire singulièrement les résultats du *testing* récent mentionné plus haut, qui a montré un taux de discrimination élevé chez les psychiatres (Chareyron *et al.*, 2019).

14. 99.4 % des observations des dentistes de notre échantillon réalisent un nombre positif d'actes prothétiques dans l'année.

Figure II – Montant des dépassements par acte et par patient (euros) – Moyennes par médecin-année



Note : pour les dentistes il s'agit plutôt de la liberté tarifaire, le terme dépassement étant utilisé dans notre étude comme terme commun aux médecins et aux dentistes. Les dépassements par acte correspondent aux dépassements par acte prothétique pour les dentistes. Source et champ : appariement CNAM-DGFIP, vagues 2005-2008-2011-2014. France métropolitaine. Médecins du secteur 2 et dentistes conventionnés de 65 ans et moins exerçant une activité libérale à temps plein.

3. Stratégie empirique

L'analyse empirique de l'impact de la contrainte tarifaire sur les revenus et l'activité des médecins du secteur 2 et des dentistes est centrée sur trois questions : une augmentation de la part de patients CMU-C conduit-elle à une diminution du dépassement moyen par acte ? A-t-elle un impact significatif sur les honoraires totaux perçus ? A-t-elle un impact significatif sur le nombre d'actes délivrés par patient ?

Nous adoptons une approche en forme réduite en estimant l'impact de la variation de la part de patients CMU-C sur différentes variables d'intérêt. On examine tout d'abord si les médecins du secteur 2 et les dentistes peuvent totalement amortir le choc tarifaire lié à l'interdiction de facturer des dépassements d'honoraires aux

patients CMU-C en compensant le manque à gagner par une augmentation de leurs dépassements sur les autres patients. En principe, le médecin ne devrait pas avoir beaucoup de latitude pour une telle stratégie, car il est contraint par la demande qui lui est adressée et ne peut augmenter les dépassements qu'en risquant de perdre des patients. On analyse ensuite l'évolution des honoraires annuels et du volume d'activité, décomposé en nombre de patients et nombre d'actes par patient, quand la part de patients CMU-C augmente.

La spécification retenue est un modèle à effets fixes de la forme suivante :

$$y_{itc} = \%CMUC_{itc} \beta + X'_{itc} \delta + D'_{itc} \gamma + \lambda_i + \varphi_i + e_{itc} \quad (1)$$

$i = 1, \dots, N$; $t = 2005, 2008, 2011, 2014$;
 $c = 1, \dots, 3\ 785$

où y_{ic} représente, pour le médecin i dans le canton-ville c à la vague t , la variable expliquée : le logarithme des honoraires, des dépassements moyens par patient, des dépassements moyens par acte, du nombre d'actes moyen par patient et du nombre de patients. La variable $\%CMUC_{ic}$ correspond à la part de ses patients bénéficiaires de la CMU-C exprimée en points de pourcentage (0-100). Le vecteur X'_{ic} comprend les variables de patientèle (part de ses patients en ALD et structure par âge de sa patientèle) qui influencent les comportements d'activité et de tarification du médecin. Le vecteur D'_{ic} contient des variables sur le contexte concurrentiel du médecin et la demande locale (dans le canton-ville où il est installé) : structure par âge et sexe de la population, taux de chômage et densité de dentistes ou de médecins pour la spécialité considérée¹⁵. Les indicatrices temporelles λ_t tiennent compte de chocs temporels qui affectent tous les médecins identiquement une année t (progrès technologique, vieillissement de la population, conjoncture, épidémies, etc.). L'effet spécifique φ_i formalise l'hétérogénéité due aux caractéristiques inobservées du médecin supposées constantes, comme son éthique, son style de pratique et les préférences ayant orienté son choix de localisation. Les effets φ_i sont supposés fixes et non aléatoires car cette hétérogénéité est vraisemblablement corrélée aux variables caractérisant le contexte local de densité médicale et de demande de soins¹⁶. Enfin, on note e_{ict} le terme d'erreur idiosyncratique. Les modèles sont toujours estimés en admettant des clusters permettant de tenir compte de possibles corrélations entre les perturbations pour un même médecin.

Estimer (1) par les moindres carrés ordinaires conduit à une estimation convergente si les variables explicatives ne sont pas corrélées aux perturbations e_{ict} . Cette hypothèse n'est peut-être pas vérifiée en ce qui concerne la part de patients CMU-C. L'introduction d'effets fixes permet d'éliminer un biais lié à un niveau de discrimination constant dans le temps, mais pas un refus de soins ponctuel une année donnée face à une nouvelle demande de consultation de la part d'un bénéficiaire de la CMU-C. Supposer exogène la variable $\%CMUC_{ic}$ revient à supposer que ses fluctuations reflètent celles de la demande adressée aux médecins par les bénéficiaires, une des modalités pouvant être que tous les médecins acceptent tous les patients CMU-C qui se présentent. Les estimations obtenues dans ce cadre doivent être tenues pour descriptives, car l'exogénéité supposée de $\%CMUC_{ic}$ n'autorise pas d'interprétation causale.

Pour confirmer les interprétations des résultats obtenus dans ce cadre nous avons recours à une variable instrumentale afin de corriger les biais qui peut résulter d'une possible corrélation entre e_{ic} et $\%CMUC_{ic}$. L'instrument utilisé est la proportion de bénéficiaires de la CMU-C dans le département du médecin. Même s'il peut être corrélé à un effet spécifique du médecin en rapport avec son choix de localisation lors de son installation, les effets fixes éliminent cette source de biais. Pour des raisons de puissance statistique, l'estimation à variable instrumentale n'a pu être réalisée que sur une catégorisation moins fine des spécialités des médecins, ne distinguant que généralistes, spécialistes et dentistes. Des tests d'Hausman permettent de tester l'exogénéité de la variable $\%CMUC_{ic}$.

Quelle que soit la variable expliquée, le coefficient β mesure l'impact de la variation de la part de patients CMU-C sur cette variable. Concernant les dépassements par acte, rappelons que nous ne pouvons pas distinguer les actes ou dépassements par catégorie de patients, CMU-C ou non, et que notre variable mesure les dépassements moyens par acte calculés sur toute la patientèle. Dans ce cadre, on peut seulement tester si les médecins arrivent à compenser totalement la perte financière liée à l'interdiction des dépassements sur les patients CMU-C par des tarifs plus élevés chez leurs autres patients : l'hypothèse testée est $\beta = 0$.

Comme les bénéficiaires de la CMU-C peuvent avoir des besoins de soins supérieurs à ceux des autres patients, il est difficile de déterminer si un surcroît d'activité du médecin face à une plus grande proportion de patients CMU-C est dû à une réaction stratégique à l'interdiction des dépassements ou tout simplement à la réponse à une demande de soins plus importante. Pour examiner ce point, notre démarche empirique consiste à identifier les besoins de soins de la population CMU-C à partir des résultats sur les médecins du secteur 1, en théorie confrontés de la même manière que les médecins du secteur 2 à ces besoins, et à repérer les conséquences de la contrainte financière à partir du contraste entre les estimations en secteur 1 et 2, toutes choses égales par ailleurs. Cette approche qui utilise les médecins du secteur 1 comme un contrefactuel repose sur l'hypothèse que les bénéficiaires de la CMU-C qui consultent des médecins du

15. La densité médicale est égale au nombre de dentistes ou médecins de la spécialité considérée qui exercent en libéral intégral en secteur 1 ou 2 pour 100 000 habitants dans le canton-ville.

16. Pour chaque variable expliquée, les tests d'Hausman ont confirmé le rejet de l'hypothèse de non corrélation des variables explicatives avec l'effet spécifique médecin avec des risques de première espèce $p < 1\%$.

secteur 1 ont des besoins de soins identiques à ceux qui consultent des médecins du secteur 2.

Nous considérons alors des spécifications proches de (1), à ceci près que les estimations concernent les médecins des secteurs 1 et 2 empilés et que nous supposons que tous les paramètres du modèle peuvent différer selon le secteur d'appartenance :

$$y_{itc} = \%CMUC_{itc} \beta_s + X'_{itc} \delta_s + D'_{itc} \gamma_s + \lambda_{i,s} + \varphi_i + e_{itc} \quad (2)$$

où $i = 1, \dots, N$; $t = 2005, 2008, 2011, 2014$;
 $c = 1, \dots, 3$ 785 ; $s = 1, 2$

où $s = 1$ ou 2 selon le secteur d'activité du médecin.

L'existence de contrastes entre les réactions des médecins des deux secteurs à une variation de la part de patients CMU-C sera testée à l'aide du test de l'hypothèse nulle $H_0 : \beta_1 = \beta_2$.

Si l'accueil des patients CMU-C s'associe à une réduction des dépassements moyens par acte des médecins du secteur 2, nous devrions obtenir $\beta_2 < 0$. En revanche les honoraires moyens par acte des médecins du secteur 1 ne devraient pas être modifiés par une variation de la part de patients CMU-C, car ces médecins ne sont pas autorisés à facturer des dépassements. Examiner si $\beta_1 = 0$ constitue donc un test placebo permettant de valider la démarche empirique.

Les effets sur le nombre d'actes par patient et le nombre de patients permettent d'examiner si l'accueil des bénéficiaires de la CMU-C est associé à des effets sur le volume d'activité. Ces effets volumes peuvent conduire à des hausses d'honoraires pour les médecins du secteur 1, et compenser d'éventuelles pertes sur les prix pour ceux du secteur 2. Si les bénéficiaires de la CMU-C ont des besoins de soins identiques quel que soit le secteur du médecin qu'ils consultent, une hausse significativement supérieure du nombre d'actes par patient chez les médecins du secteur 2 par rapport à ceux du secteur 1 ($\beta_2 > \beta_1$) peut signaler des comportements de demande induite de la part des médecins du secteur 2 pour compenser la perte sur les honoraires par acte induit par l'accueil des bénéficiaires de la CMU-C.

4. Résultats

Les résultats font tout d'abord apparaître qu'une augmentation de la part de patients CMU-C n'entraîne pas de baisse significative des honoraires totaux des médecins et des dentistes, à l'exception des spécialistes chirurgicaux¹⁷. Mais derrière cet impact non significatif nos estimations révèlent des effets prix et des effets volumes importants.

4.1. L'absence de dépassement pour les patients CMU-C est-elle compensée par des tarifs plus élevés pour les autres patients ?

L'hypothèse d'annulation du choc financier par effet de report est rejetée. On observe en effet qu'une augmentation toute chose égales par ailleurs de la proportion de patients CMU-C implique une diminution significative du dépassement moyen par acte pour tous les médecins et les dentistes (tableau 3, colonne 3). L'amplitude des effets varie entre les spécialités : pour une hausse de 1 point de la part de patients CMU-C¹⁸, nous observons une baisse des dépassements par acte d'environ 2 % pour les généralistes et la plupart des spécialistes, de 4 % pour les anesthésistes et de 6 % pour les radiologues. Pour les dentistes la baisse des dépassements par acte prothétique est de 0.9 %.

Ces résultats montrent que les médecins du secteur 2 et les dentistes ne peuvent pas compenser intégralement la contrainte sur les dépassements en augmentant les tarifs pour les autres patients. Ils sont similaires à ceux obtenus par Showalter (1997), qui ne trouvait pas de *cost-shifting* sur données américaines. Nos résultats sont compatibles avec une stratégie de hausse des dépassements pour les patients non CMU-C, mais qui ne permettrait qu'une compensation partielle ; ils peuvent aussi signifier que les médecins réduisent leurs dépassements pour attirer plus de patients et compenser le manque à gagner par des actes plus nombreux.

Les résultats indiquent aussi qu'une hausse de la proportion de patients CMU-C implique une hausse du nombre d'actes par patient (tableau 3, colonne 4), un effet qui est significatif pour les généralistes (+0.3 %), les spécialistes médicaux (+0.6 %) et les dentistes (+0.4 %). Cette hausse du nombre d'actes par patient ne permet pour aucune spécialité d'éviter une baisse des dépassements par patient (tableau 3, colonne 2). On observe enfin que la baisse des dépassements par acte n'est pas amortie par une hausse du nombre de patients (sauf pour les anesthésistes) car celui-ci est constant pour presque toutes les spécialités (colonne 5). La variation de la part de patients CMU-C est une substitution à nombre constant de patient¹⁹.

17. Le résultat sur les spécialistes chirurgicaux n'est pas robuste (voir infra les exercices de robustesse).

18. Rappelons que l'écart-type within de la part de patients CMU-C est égal à environ 1.5 point pour la plupart des spécialités en secteur 2.

19. Des analyses complémentaires qui ne sont pas présentées ici indiquent qu'une hausse de la part de patients CMU-C s'accompagne d'une baisse de la part des forfaits dans les honoraires des généralistes en secteur 2 et n'est pas corrélée à la part des forfaits dans les honoraires des spécialistes en secteur 2 et des dentistes.

Tableau 3 – Impact d'une variation de la part de patients CMU-C pour les médecins en secteur 2 et les dentistes libéraux – Modèles avec des effets fixes médecin

Variable expliquée	Ln(honoraires) (1)	Ln(dépassements ^(a))		Ln(actes par patient) (4)	Ln(patients) (5)	N. observations
		par patient) (2)	par acte) (3)			
Généralistes	-0.0031 (0.0019)	-0.0124*** (0.0020)	-0.0154*** (0.0019)	0.0030** (0.0013)	-0.0017 (0.0017)	18 089
Ensemble spécialistes	-0.0039 (0.0029)	-0.0179*** (0.0022)	-0.0212*** (0.0022)	0.0032*** (0.0011)	-0.0004 (0.0026)	39 051
Spécialistes médicaux	-0.0086 (0.0060)	-0.0182*** (0.0033)	-0.0246*** (0.0036)	0.0063*** (0.0016)	-0.0091* (0.0055)	8 648
Radiologues	0.0645 (0.0440)	-0.0532** (0.0220)	-0.0605** (0.0261)	0.0072 (0.0082)	0.0775 (0.0493)	1 170
Spécialistes chirurgicaux	-0.0082** (0.0038)	-0.0132*** (0.0034)	-0.0149*** (0.0037)	0.0017 (0.0015)	-0.0047 (0.0034)	17 225
Psychiatres	0.0087 (0.0102)	-0.0218*** (0.0078)	-0.0256*** (0.0069)	0.0038 (0.0053)	0.0132 (0.0088)	2 322
Gynécologues	-0.0106 (0.0081)	-0.0180*** (0.0037)	-0.0187*** (0.0036)	0.0006 (0.0018)	-0.0090 (0.0072)	5 080
Pédiatres	-0.0079 (0.0088)	-0.0202*** (0.0056)	-0.0181*** (0.0049)	-0.0021 (0.0031)	-0.0040 (0.0077)	1 430
Anesthésistes	0.0186 (0.0144)	-0.0328*** (0.0099)	-0.0376*** (0.0095)	0.0048 (0.0047)	0.0286** (0.0133)	3 176
Dentistes	-0.0006 (0.0013)	-0.0065*** (0.0009)	-0.0085*** ^(b) (0.0004)	0.0044*** (0.0004)	0.0005 (0.0010)	89 019

^(a) pour les dentistes il s'agit plutôt de la liberté tarifaire sur les actes prothétiques. ^(b) logarithme des dépassements par acte prothétique.
 Note : p < 0.1 * ; p < 0.05 ** ; p < 0.01 ***. Les estimations contiennent des effets fixes médecins et sont réalisées en contrôlant l'année d'observation, la structure par âge de la patientèle, la part de patients en ALD, la densité de médecins de la catégorie étudiée dans le canton-ville, la structure par âge et sexe de la population dans le canton-ville et le taux de chômage dans le canton-ville. Les écarts types entre parenthèses admettent des clusters au niveau du médecin.
 Lecture : la hausse de 1 point de la part de patients CMU-C réduit significativement les dépassements moyens par acte des généralistes en secteur 2 de 1.5 % (avec un risque de première espèce de 1 %).
 Source et champ : appariement CNAM-DGFIP, vagues 2005-2008-2011-2014. France métropolitaine. Médecins du secteur 2 et dentistes conventionnés de 65 ans et moins exerçant une activité libérale à temps plein.

4.2. Impact de la limitation des dépassements : les effets volume

Le tableau 4 présente les estimations du modèle (2) : les coefficients β_1 estimés pour les médecins du secteur 1 (S1), les β_2 estimés pour les médecins du secteur 2 (S2) et la significativité du contraste entre les deux secteurs (S1 = S2).

Les résultats confirment les interprétations précédentes pour les généralistes et les spécialistes médicaux : on observe des effets négatifs significatifs sur les médecins du secteur 2 mais pas sur ceux du secteur 1²⁰ ; c'est bien l'interdiction des dépassements pour les patients CMU-C qui induit la baisse des honoraires par acte.

Comme nous l'avons vu plus haut, le maintien des honoraires totaux malgré la contrainte de prix liée à l'interdiction des dépassements s'accompagne pour les médecins du secteur 2 d'une hausse du volume d'activité, ainsi que le montrent les effets significatifs et positifs sur le nombre d'actes par patient ou le nombre de patients (tableau 4, colonnes 3 et 4). Pour les généralistes et les spécialistes médicaux du

secteur 2, il apparaît clairement que lorsque la part de patients CMU-C augmente, les honoraires par acte diminuent, le nombre d'actes par patient augmente et au total les honoraires totaux ne sont pas affectés.

Ces effets volume correspondent-ils à des besoins plus importants des bénéficiaires de la CMU-C ou à des comportements de demande induite de la part des médecins du secteur 2 pour compenser les pertes sur les prix ? En supposant que les besoins sont bien appréhendés par les impacts estimés en secteur 1, nous examinons la significativité du contraste $\beta_1 - \beta_2$ sur le nombre d'actes par patient entre les médecins des secteurs 1 et 2 (tableau 4, colonne 3, ligne S1=S2). On trouve un contraste significatif pour les généralistes et les spécialistes toutes spécialités confondues. Par exemple, lorsque les

20. Ce n'est pas le cas pour les psychiatres et les anesthésistes du secteur 1, qui subissent aussi une baisse de leurs honoraires par acte. Cet effet peut être expliqué par les dépassements autorisés que les médecins du secteur 1 sont en droit de facturer en cas de non-respect du parcours de soins, mais pas pour des patients CMU-C. Le tableau 2 montre que parmi les médecins de secteur 1 les psychiatres et les anesthésistes facturent des dépassements par patient plus élevés que les autres spécialistes.

Tableau 4 – Impact d'une variation de la part de patients CMU-C pour les médecins libéraux
Modèles avec des effets fixes médecin

Variable expliquée		Ln(honoraires totaux) (1)	Ln(honoraires par acte) (2)	Ln(actes par patient) (3)	Ln(patients) (4)	N. obs
Généralistes	S1	0.0030*** (0.0009)	0.0003 (0.0002)	-0.0013*** (0.0004)	0.0041*** (0.0008)	189 631
	S2	-0.0031 (0.0019)	-0.0044*** (0.0006)	0.0030** (0.0013)	-0.0017 (0.0017)	
	S1 = S2	***	***	***	***	
Ensemble spécialistes	S1	0.0052* (0.0027)	0.0003 (0.0005)	-0.0003 (0.0008)	0.0052** (0.0025)	111 126
	S2	-0.0038 (0.0029)	-0.0066*** (0.0009)	0.0032*** (0.0011)	-0.0004 (0.0026)	
	S1 = S2	**	***	**	ns	
Spécialistes médicaux	S1	-0.0001 (0.0051)	-0.0006 (0.0007)	0.0045*** (0.0013)	-0.0040 (0.0048)	34 208
	S2	-0.0086 (0.0060)	-0.0058*** (0.0012)	0.0063*** (0.0016)	-0.0091* (0.0055)	
	S1 = S2	ns	***	ns	ns	
Radiologues	S1	0.0182* (0.0102)	0.0037** (0.0017)	-0.0015 (0.0022)	0.0160* (0.0095)	14 307
	S2	0.0645 (0.0438)	-0.0203* (0.0123)	0.0072 (0.0082)	0.0775 (0.0491)	
	S1 = S2	ns	*	ns	ns	
Spécialistes chirurgicaux	S1	-0.0056 (0.0096)	0.0070*** (0.0019)	-0.0025 (0.0021)	-0.0102 (0.0082)	26 409
	S2	-0.0081** (0.0038)	-0.0051*** (0.0017)	0.0017 (0.0015)	-0.0047 (0.0034)	
	S1 = S2	ns	***	ns	ns	
Psychiatres	S1	0.0031 (0.0034)	-0.0025*** (0.0004)	0.0001 (0.0019)	0.0056** (0.0025)	10 971
	S2	0.0086 (0.0101)	-0.0083*** (0.0020)	0.0038 (0.0053)	0.0132 (0.0087)	
	S1 = S2	ns	***	ns	ns	
Gynécologues	S1	-0.0052 (0.0039)	-0.0003 (0.0013)	0.0041*** (0.0015)	-0.0090*** (0.0032)	10 347
	S2	-0.0106 (0.0080)	-0.0021 (0.0017)	0.0006 (0.0018)	-0.0090 (0.0072)	
	S1 = S2	ns	ns	ns	ns	
Pédiatres	S1	0.0087 (0.0057)	0.0002 (0.0006)	0.0032 (0.0019)	0.0052 (0.0045)	5 447
	S2	-0.0079 (0.0087)	-0.0018 (0.0012)	-0.0021 (0.0031)	-0.0040 (0.0077)	
	S1 = S2	ns	ns	ns	ns	
Anesthésistes	S1	0.0077 (0.0238)	-0.0072* (0.0040)	-0.0045** (0.0020)	0.0194 (0.0250)	9 437
	S2	0.0186 (0.0144)	-0.0149*** (0.0056)	0.0048 (0.0047)	0.0286** (0.0133)	
	S1 = S2	ns	ns	*	ns	

Note : ns pour non significatif ; p < 0.1 * ; p < 0.05 ** ; p < 0.01 ***. Les estimations contiennent des effets fixes et sont réalisées en contrôlant les mêmes variables que celles indiquées dans les notes du tableau 3 et en autorisant des effets hétérogènes pour les médecins du secteur 1 et du secteur 2. Les écarts types entre parenthèses admettent des clusters au niveau du médecin.

Lecture : la hausse de 1 point de la part de patients CMU-C augmente significativement les honoraires totaux des généralistes en secteur 1 de 0.3 % (avec un risque de première espèce de 1 %). Cet effet est significativement différent pour les généralistes du secteur 1 et ceux du secteur 2 avec un risque de première espèce de 1 %.

Source et champ : voir Tableau 1.

généralistes connaissent une hausse de leur part de patients CMU-C de 1 point, le nombre d'actes par patient dans le secteur 2 augmente de 0.3 %, alors qu'il diminue de 0.1 % dans le secteur 1.

Avant d'interpréter ce contraste comme l'expression de comportements de demande induite, il faut vérifier qu'il n'y a pas une contrainte de saturation du temps de travail qui affecterait les généralistes et les spécialistes différemment selon les secteurs. Pour examiner ce point, nous procédons aux mêmes estimations pour les spécialités suspectées de demande induite en ne conservant dans l'échantillon que des médecins *a priori* non saturés car leur activité est faible ou modérée, c'est-à-dire appartenant aux trois premiers quartiles de la distribution du nombre total d'actes tous secteurs confondus. Les résultats confirment l'hypothèse de demande induite pour les généralistes mais pas pour les spécialistes pris ensemble (voir tableau C2 de l'Annexe en ligne).

Ces résultats ne permettent pas d'établir de relations causales car ils reposent sur l'hypothèse que les variations de la part des patients CMU-C du médecin sont exogènes. Nous estimons donc le modèle à effets fixes en utilisant la proportion de bénéficiaires de la CMU-C dans le département du médecin comme instrument ; comme indiqué plus haut, pour des raisons de puissance statistique, cette estimation ne peut être réalisée qu'avec une catégorisation moins fine regroupant l'ensemble des spécialistes. Les résultats sont présentés

dans le tableau 5. Le test de Fisher (colonne 2) montre que l'instrument est bien corrélé à $\%CMUC_{ic}$. En adoptant un seuil de 5 % de rejet de l'hypothèse nulle d'exogénéité de la variable $\%CMUC_{ic}$, nos conclusions sont inchangées pour les trois grandes catégories : une variation de la proportion de patients CMU-C entraîne une diminution du dépassement moyen par acte et par patient qui est sans conséquence sur la valeur des honoraires totaux.

Les estimations à variable instrumentale débouchent sur un résultat important pour les dentistes : une hausse de 1 point de la part de leurs patients bénéficiaires de la CMU-C entraîne une hausse de leurs dépassements²¹ par patient de 3.8 % (tableau 5). Ce résultat doit être confirmé, car nous ne l'obtenons pas dans l'un de nos exercices de robustesse (estimation en différences premières). S'il était confirmé, on pourrait conclure que la revalorisation de 30 % des prix des actes prothétiques applicables aux bénéficiaires de la CMU-C en 2006 a été correctement calibrée pour éviter un choc négatif sur le revenu moyen par patient des dentistes libéraux qui prennent en charge des bénéficiaires de la CMU-C²².

21. Nous utilisons indifféremment le terme « dépassement » pour les médecins et les dentistes, mais pour ces derniers il s'agit plutôt de liberté tarifaire.

22. Les résultats du tableau 5 montrent aussi pour les dentistes qu'une hausse de 1 point de la part de leurs patients bénéficiaires de la CMU-C entraîne une hausse de leurs honoraires totaux de 1.9 %. Ce résultat n'est robuste pour aucun des exercices de robustesse de la section suivante.

Tableau 5 – Impact d'une variation de la part de patients CMU-C pour les médecins en secteur 2 et les dentistes libéraux – Modèles à variable instrumentale avec des effets fixes médecin

Variable expliquée	Première étape		Deuxième étape					N. obs
	% patients CMU-C (1)	Fisher (2)	Ln(honoraires) (3)	Ln(dépassements ^(a) par patient) (4)	Ln(actes par acte) (5)	Ln(actes par patient) (6)	Ln(patients) (7)	
Généralistes	0.499*** (0.042)	139	-0.0099 (0.0110)	-0.0491*** (0.0132)	-0.0588*** (0.0122)	0.0097 (0.0069)	-0.0068 (0.0106)	18 089
p-value			0.5269	0.0044	0.0002	0.3277	0.6258	
Spécialistes	0.488*** (0.027)	308	-0.0109 (0.0100)	-0.0495*** (0.0107)	-0.0587*** (0.0111)	0.0092 (0.0058)	0.0058 (0.0097)	39 051
p-value			0.4916	0.0025	0.0006	0.3031	0.5193	
Dentistes	0.405*** (0.029)	190	0.0188** (0.0085)	0.0375*** (0.0085)	-0.0178*** ^(b) (0.0042)	0.0185*** (0.0041)	-0.0130* (0.0071)	89 019
p-value			0.0230	0.0000	0.0281	0.0005	0.0597	

^(a) pour les dentistes il s'agit plutôt de la liberté tarifaire sur les actes prothétiques. ^(b) logarithme des dépassements par acte prothétique. Note : p < 0.1 * ; p < 0.05 ** ; p < 0.01 ***. La part de patients CMU-C est instrumentée avec la part de bénéficiaires de la CMU-C dans le département d'exercice du médecin. Les estimations contiennent des effets fixes médecins et sont réalisées en contrôlant les mêmes variables que celles indiquées dans les notes du tableau 3. La p-value du test de Hausman indique si la variable part de patients CMU-C peut être traitée comme exogène. La colonne 2 indique la statistique de Fisher pour l'instrument exclu dans la première étape.

Lecture : la colonne 1 indique que la hausse de 1 point de la part des bénéficiaires de la CMU-C dans le département augmente la part des patients CMU-C des généralistes en secteur 2 de 0.5 point (avec un risque de première espèce de 1 %). La colonne 5 indique que la hausse de 1 point de la part des patients CMU-C réduit significativement les dépassements moyens par acte des généralistes en secteur 2 de 5.9 % (avec un risque de première espèce de 1 %).

Source et champ : appariement CNAM-DGFIP, vagues 2005-2008-2011-2014. France métropolitaine. Médecins du secteur 2 et dentistes conventionnés de 65 ans et moins exerçant une activité libérale à temps plein.

4.3. Robustesse des résultats

* *
*

Avec des estimations en différences premières, nous obtenons les mêmes résultats, à l'exception de l'impact estimé avec l'estimateur à variable instrumentale sur la hausse des honoraires et des dépassements par patient des dentistes (voir tableaux C3 à C6 de l'Annexe en ligne).

Nos résultats pourraient être sensibles à divers types de chocs. En particulier, des chocs de politiques publiques entre 2012 et 2014 qui affecteraient différemment les médecins ne seraient pas contrôlés par les indicatrices temporelles. Or, en 2012, l'interdiction des dépassements d'honoraires est étendue aux bénéficiaires de l'Aide complémentaire santé (ACS), une règle qui ne semble pas tout à fait respectée par les médecins jusqu'en 2015 selon Jusot *et al.* (2019). Par ailleurs, en 2013 la revalorisation du seuil d'éligibilité de la CMU-C entraîne l'arrivée d'un nombre important de bénéficiaires (+18 %). Enfin en 2014, les médecins qui ont signé le contrat d'accès aux soins s'engagent à limiter leur taux moyen de dépassement à 100 % du tarif opposable et à maintenir leur activité réalisée au tarif opposable. Nous avons estimé nos modèles en excluant la vague 2014 afin d'examiner si ces trois chocs de politiques publiques pouvaient impacter significativement les estimations. Cela n'est pas le cas : aux quelques exceptions près commentées plus haut, nos résultats sont identiques sur la période 2005-2011 (voir tableaux C7 à C10 de l'Annexe en ligne). Ensuite, nos résultats pourraient être sensibles à des chocs de composition du foyer des médecins : ceux dont la situation familiale a changé pourraient être enclins à refuser des patients CMU-C une année donnée. Nous trouvons que les résultats sont robustes à l'inclusion dans les régressions de variables caractérisant le foyer (statut marital et nombre d'enfants à charge). Enfin, il pourrait y avoir localement des chocs de revenu qui conduiraient à l'augmentation du taux de bénéficiaires de la CMU-C du fait d'une baisse générale du revenu des habitants d'un département, sans que celle-ci soit captée par la variable de contrôle « taux de chômage dans le canton-ville ». Une telle corrélation impliquerait une variation des honoraires des médecins ou de leur volume d'activité qui ne serait pas liée à des variations de taux de bénéficiaires de la CMU-C dans le département. Cette éventualité semble peu probable car nos résultats sont robustes quand nous contrôlons le revenu médian au niveau du département (cette variable n'étant pas disponible à l'échelle du canton-ville).

Les médecins du secteur 2 et les dentistes ne parviennent pas à compenser l'interdiction de facturer des dépassements aux patients CMU-C par des tarifs plus élevés sur les autres patients ; cependant, cela n'entraîne pas de baisse des honoraires totaux car les médecins augmentent leur activité dans le même temps. La hausse d'activité peut découler de comportements de demande induite ou de besoins de soins plus importants pour les bénéficiaires de la CMU-C. En utilisant les médecins du secteur 1 comme contrefactuels, nous identifions de la demande induite pour les généralistes et les spécialistes en secteur 2. Toutefois, les médecins du secteur 1 peuvent avoir un temps de travail déjà saturé et dans ce cas les prendre comme référence peut être discuté. En éliminant les médecins à forte activité, l'hypothèse de demande induite est confirmée pour les généralistes du secteur 2, mais ne l'est plus pour les spécialistes du secteur 2. Comme les dentistes n'ont pas de secteur conventionnel, il n'y a pas de groupe de référence permettant d'interpréter la hausse d'activité en termes de demande induite. Les estimations à variable instrumentale confirment nos résultats. Elles ne peuvent être réalisées que sur une catégorisation moins fine des spécialités médicales, mais permettent de tenir compte de la non exogénéité du comportement d'accueil des patients CMU-C par le médecin. Pour les dentistes, elles montrent aussi qu'une hausse de la part de patients bénéficiaires de la CMU-C entraîne une hausse significative de leurs revenus par patient, un résultat qui doit être confirmé car il n'est pas toujours robuste, mais qui peut être rapproché de la revalorisation des prix des actes prothétiques applicables aux bénéficiaires de la CMU-C décidée en 2006.

Nos résultats suggèrent que l'interdiction des dépassements n'est pas neutre pour les médecins du secteur 2 et les dentistes, car l'accueil des bénéficiaires de la CMU-C entraîne une baisse du prix moyen de l'acte et une hausse du volume d'activité. Sans les justifier, cela peut expliquer des phénomènes de refus de soins de la part des médecins et notamment des psychiatres (qui ont en moyenne dix consultations par patient par an). Avec une grille d'interprétation en termes d'arbitrage loisir-travail, nos résultats suggèrent que les préférences des médecins sont telles que l'effet revenu domine l'effet de substitution : quand le revenu lié à un acte diminue, les médecins réagissent en délivrant plus d'actes, un résultat conforme à ceux obtenus

par Coudin *et al.* (2015) et Chanel *et al.* (2017). Cependant, faute d'observer la durée des consultations, nous ne pouvons pas savoir si la hausse du volume d'activité implique un temps de travail supérieur.

Dans la perspective de la décision publique, la mise en évidence d'une baisse de la rémunération moyenne par acte des médecins du secteur 2 et des dentistes suggère que l'interdiction des

dépassements d'honoraires pourrait être source d'inefficience à double titre : elle peut nourrir les discriminations à l'encontre des bénéficiaires de la CMU-C et elle peut favoriser des comportements de demande induite. Une réflexion sur la réglementation actuelle est inévitable car l'obligation de facturer les tarifs opposables a été étendue aux bénéficiaires de l'ACS puis reconduite lors de la création de la complémentaire santé solidaire en 2019. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/5396116/ES-524-525_Dormont-Gayet_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Adams, E. K. (1994).** Effect of Increased Medicaid Fees on Physician Participation and Enrollee Service Utilization in Tennessee, 1985-1988. *Inquiry*, 31(2), 173–187. <https://www.jstor.org/stable/29772453>
- Alexander, D. & Schnell, M. (2019).** The impacts of physician payments on patient access, use, and health. NBER *Working Paper* N° 26095. <https://doi.org/10.3386/w26095>
- Breuil-Genier, P. & Goffette, C. (2006).** La durée des séances des médecins généralistes. *Études et résultats* N° 481. <http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/12653/1/er481.pdf>
- Batto, V., Leduc, A., Legal, R., Louvel, A., Montaut, A., Pierre, A. & Le Palud, V. (2016).** La complémentaire santé. Acteurs, bénéficiaires, garanties: édition 2016. *Collection Panoramas de la Drees – Santé*, avril. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/panoramas-de-la-drees/la-complementaire-sante-acteurs-beneficiaires-garanties-edition>
- Boisguérin, B. & Pichetti, S. (2008).** Panorama de l'accès aux soins de ville des bénéficiaires de la CMU complémentaire en 2006. *Études et résultats* N° 629. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/panorama-de-lacces-aux-soins-de-ville-des-beneficiaires-de-la-cmu>
- Buchmueller, T. C., Orzol, S. & Shore-Sheppard, L. D. (2015).** The effect of Medicaid payment rates on access to dental care among children. *American Journal of Health Economics*, 1(2), 194–223. https://doi.org/10.1162/AJHE_a_00012
- Candon, M., Zuckerman, S., Wissoker, D., Saloner, B., Kenney, G. M., Rhodes, K. & Polsky, D. (2018).** Declining Medicaid fees and primary care appointment availability for new Medicaid patients. *JAMA Internal Medicine*, 178(1), 145–146. <https://doi.org/10.1001/jamainternmed.2017.6302>
- Cases, C., Lucas-Gabrielli, V., Perronnin, M. & To, M. (2008).** Comment expliquer les fortes disparités de clientèle CMUC des praticiens libéraux ? *Questions d'économie de la santé* N° 130. <https://www.irdes.fr/Publications/Qes/Qes130.pdf>
- Chanel, O., Paraponaris, A., Protière, C. & Ventelou, B. (2017).** Take the Money and Run? Hypothetical Fee Variations and French GPs' Labour Supply. *Revue Économique*, 68(3), 357–377. <https://doi.org/10.3917/reco.683.0357>
- Chareyron, S., L'Horty, Y. & Petit, P. (2019).** Les refus de soins discriminatoires liés à l'origine et à la vulnérabilité économique : tests dans trois spécialités médicales en France. Rapport pour le fonds de financement de la Complémentaire Santé Solidaire. <https://www.complementaire-sante-solidaire.gouv.fr/fichier-utilisateur/fichiers/2019%2010%2003%20TRICERATOPS-Rapport%20final.pdf>
- Chen, A. (2014).** Do the poor benefit from more generous Medicaid physician payments? University of Chicago Booth School of Business *Working Paper* (January, 26). <http://doi.org/10.2139/ssrn.2444286>
- Clerc, I., l'Haridon, O., Paraponaris, A., Protopopescu, C. & Ventelou, B. (2012).** Fee-for-service payments and consultation length in general practice: a work–leisure trade-off model for French GPs. *Applied Economics*, 44(25), 3323–3337. <http://doi.org/10.1080/00036846.2011.572858>
- Coudin, E., Pla, A. & Samson, A. L. (2015).** GP responses to price regulation: evidence from a French nationwide reform. *Health Economics*, 24(9), 1118–1130. <http://doi.org/10.1002/hec.3216>

- CNAM (2015).** Améliorer la qualité du système de santé et maîtriser les dépenses. Propositions de l'Assurance maladie pour 2016. Rapport au ministre et au Parlement. https://www.ameli.fr/sites/default/files/rapport-activite-charges-produits-16_assurance-maladie.pdf
- Decker, S. L. (2007).** Medicaid physician fees and the quality of medical care of Medicaid patients in the USA. *Review of Economics of the Household*, 5(1), 95–112. <https://doi.org/10.1007/s11150-007-9000-7>
- Delattre, E. & Dormont, B. (2000).** Induction de la demande de soins par les médecins libéraux français. Étude micro-économétrique sur données de panel. *Économie & prévision*, 142(1), 137–161. https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_2000_num_142_1_5993
- Desprès, C. (2010).** La Couverture maladie universelle, une légitimité contestée : analyse des attitudes de médecins et dentistes à l'égard de ses bénéficiaires. *Pratiques et Organisation des Soins*, 41(1), 33–43. <https://doi.org/10.3917/pos.411.0033>
- Desprès, C. & Lombrail, P. (2017).** Des pratiques médicales et dentaires, entre différenciation et discrimination : Une analyse de discours de médecins et dentistes. Rapport pour le fonds de financement de la Complémentaire Santé Solidaire. https://www.complementaire-sante-solidaire.gouv.fr/fichier-utilisateur/fichiers/2017-04-03_Synthese_Analyse_m%C3%A9decins_pr%C3%A9carit%C3%A9.pdf
- Desprès, C., Dourgnon, P., Fantin, R. & Jusot, F. (2011).** Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique. *Questions d'économie de la santé* N° 170. <https://www.irdes.fr/Publications/2011/Qes170.pdf>
- Dormont, B. & Peron, M. (2016).** Does Health Insurance Encourage the Rise in Medical Prices? A Test on Balance Billing in France. *Health Economics*, 25(9), 1073–1089. <https://doi.org/10.1002/hec.3347>
- Dormont, B. (2019).** Supplementary health insurance and regulation of healthcare systems. In: *Oxford Research Encyclopedia of Economics and Finance*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.115>
- Ginsburg, P. B. (2003).** Can Hospitals And Physicians Shift The Effects Of Cuts In Medicare Reimbursement To Private Payers? Cost shifting is more pronounced under certain conditions, but there definitely is an economic basis for its existence. *Health Affairs*, 22(Suppl1), W3-472. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.w3.472>
- Glazer, J. & McGuire, T. G. (1993).** Should Physicians Be Permitted to “balance Bill” Patients? *Journal of Health Economics*, 12(3), 239–258. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(93\)90010-c](https://doi.org/10.1016/0167-6296(93)90010-c)
- Guthmuller, S. & Wittwer, J. (2017).** The Impact of the Eligibility Threshold of a French Means-Tested Health Insurance Programme on Doctor Visits: A Regression Discontinuity Analysis. *Health Economics*, 26(12), 17–34. <https://doi.org/10.1002/hec.3464>
- Jess, N. (2015).** Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins. *Études et résultats* N° 944. https://www.complementaire-sante-solidaire.gouv.fr/fichier-utilisateur/fichiers/DREES_ER944_recours_soins_cmuc.pdf
- Johar, M., Jones, G. & Savage, E. (2014).** What Explains the Quality and Price of GP Services? An Investigation Using Linked Survey and Administrative Data. *Health Economics*, 23(9), 1115–1133. <https://doi.org/10.1002/hec.3071>
- Johar, M., Mu, C., Van Gool, K. & Yee Wong, C. (2017).** Bleeding Hearts, Profiteers, or Both: Specialist Physician Fees in an Unregulated Market. *Health Economics*, 26(4), 528–535. <https://doi.org/10.1002/hec.3317>
- Jusot, F., Carré, B., & Wittwer, J. (2019).** Réduire les barrières financières à l'accès aux soins. *Revue française d'économie*, 34(1), 133–181. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02430167/>
- Kifmann, M. & Scheuer, F. (2011).** Balance billing: the patients' perspective. *Health Economics Review*, 1(1), 1–14. <https://doi.org/10.1186/2191-1991-1-14>
- McKnight, R. (2007).** Medicare Balance Billing Restrictions: Impacts on Physicians and Beneficiaries. *Journal of Health Economics*, 26(2), 326–341. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.09.001>
- Polsky, D., Richards, M., Basseyn, S., Wissoker, D., Kenney, G. M., Zuckerman, S. & Rhodes, K. V. (2015).** Appointment Availability after Increases in Medicaid Payments for Primary Care. *New England Journal of Medicine*, 372(6), 537–545. <https://doi.org/10.1056/NEJMs1413299>
- Raynaud, D. (2003).** L'impact de la CMU sur la consommation individuelle de soins. *Études et résultats* N° 229. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/limpact-de-la-cmu-sur-la-consommation-individuelle-de-soins#:~:text=Compar%C3%A9%20%C3%A0%20une%20situation%20sans,soins%20d%27environ%20%20%25>
- Ricci, P. (2011).** Reste à charge des personnes bénéficiant de la CMU-C en 2010. CNAM, *Points de repère* N° 35. https://www.complementaire-sante-solidaire.gouv.fr/fichier-utilisateur/fichiers/2011_11_15_RAC_benefs_CMUC_2010.pdf

- Showalter, M. H. (1997).** Physicians' Cost Shifting Behavior: Medicaid Versus Other Patients. *Contemporary Economic Policy*, 15(2), 74–84. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7287.1997.tb00467.x>
- Sloan, F., Mitchell, J. & Cromwell, J. (1978).** Physician Participation in State Medicaid Programs. *The Journal of Human Resources*, 13(Suppl), 211–245. <https://doi.org/10.2307/145253>
- Tuppin, P., Blotière, P. O., Weill, A., Ricordeau, P. & Allemand, H. (2011).** Surmortalité et hospitalisations plus fréquentes des bénéficiaires de la couverture médicale universelle complémentaire en 2009. *La Presse Médicale*, 40(6), 304–314. <https://doi.org/10.1016/j.lpm.2011.01.021>
-

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* et Nicolas Sirven**

Résumé – Cette étude analyse la consommation de soins des travailleurs indépendants en les comparant aux employés, à différents âges, en France. Elle se base sur les données en coupe de l’Enquête santé et protection sociale (ESPS) appariées avec les données du système national d’assurance maladie. Nous décomposons la demande de soins de santé (ambulatoires et hospitaliers) selon l’âge et le sexe, à l’aide d’un modèle en deux étapes. Les résultats montrent que, toutes choses égales par ailleurs, les indépendants (et surtout les hommes) tendent à consommer moins de soins ambulatoires durant les premières phases de leur vie active, car leur emploi est plus exigeant (effet « *must-trade* »), mais que leur consommation augmente progressivement avec l’âge, rejoignant les niveaux des salariés après leur départ en retraite (effet « *catch-up* »). Ces résultats, en accord avec la théorie économique, suggèrent que la santé des indépendants décline plus rapidement au cours de leur vie. Du point de vue des politiques publiques, ils mettent en question, pour des raisons de santé publique, la stratégie Europe 2020, qui recommande de développer le travail indépendant en Europe.

Abstract – *This study analyses the healthcare consumption of self-employed workers (SEW) versus employees, at different ages in France. It is based on 2012 cross-sectional data from the French Health, Healthcare and Insurance Survey (ESPS) matched with National Health Insurance data. We decompose healthcare demand (ambulatory and inpatient care) at different ages and by gender using a two-step model. The results show that, ceteris paribus, SEW (especially men) tend to consume less ambulatory care in the early stages of their working life, as their job is more demanding (‘must-trade’ effect), while their consumption gradually increases with age, reaching the levels of other categories of workers after retirement (‘catch-up’ effect). These results, in line with economic theory, suggest that SEW’s health declines faster over the life cycle. From a public policy perspective, they challenge, on the grounds of public health, the EU2020 strategy advocating the development of SEW in Europe.*

Codes JEL / JEL Classification: I12, C31

Mots-clés : demande en soins de santé, dépenses de santé, situation professionnelle

Keywords: healthcare demand, healthcare expenditure, occupational status

* Laboratoire interdisciplinaire de recherche appliquée en économie de la santé (LIRAES) (EA 4470) et Institut de recherche et documentation en économie de la santé (IRDES) (estelle.auge@u-paris.fr) ; ** École des hautes études en santé publique (EHESP) (nicolas.sirven@ehesp.fr)

Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes dont les remarques et les suggestions ont permis de grandement améliorer cet article, ainsi que les participants aux 41^{es} Journées des économistes de la santé français (5-6 décembre 2019), au Colloque international sur la retraite et le vieillissement, Caisse des Dépôts – Institut des politiques publiques – Université Paris 1 (7-8 novembre 2019) et au Séminaire scientifique de l’IRSPUM, Université de Montréal (23 avril 2019). Toute erreur est la nôtre.

Reçu en mars 2020, accepté en mars 2021. Traduit de la version originale en anglais.

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: Augé, E. & Sirven, N. (2021). ‘Must-Trade and Catch-Up’ – Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 49–64. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2043

La stratégie pour l'emploi Europe 2020 identifie l'entrepreneuriat et le travail indépendant comme des facteurs cruciaux pour stimuler la croissance économique et créer de nouveaux emplois (Commission européenne, 2017). De nombreux pays européens ont instauré des politiques publiques visant à promouvoir le travail indépendant, en partie en raison de bénéfices présumés de différents résultats économiques et sanitaires (Goetz *et al.*, 2012 ; Koellinger & Thurik, 2012 ; Carree & Thurik, 2010). Bien que Schumpeter (1911) ait promu « l'esprit sauvage » pour soutenir les performances économiques il y a déjà plus d'un siècle, les arguments en faveur de la santé sont relativement récents. La littérature reconnaît généralement que les travailleurs indépendants sont en meilleure santé (Sewdas *et al.*, 2018 ; Algava *et al.*, 2013 ; Stephan & Roesler, 2010), avec un taux de mortalité inférieur (Lallo & Raitano, 2018 ; Toivanen *et al.*, 2016 ; Algava *et al.*, 2011) et une demande en soins de santé moins élevée que les autres catégories de travailleurs (Riphahn *et al.*, 2003 ; Gruber & Kiesel, 2010). La moindre demande en soins de santé constatée parmi les travailleurs indépendants semble s'expliquer par de plus faibles besoins de soins de santé.

Une explication courante de cette différence fait référence à l'hypothèse du « travail actif » (*active job*). Selon le modèle du stress au travail de Karasek & Theorell (1990), les métiers des travailleurs indépendants se caractérisent par des niveaux élevés mais équilibrés de « demande » et de « contrôle ». Bien que leurs emplois nécessitent plus d'heures de travail (OCDE, 2015), génèrent plus de stress (Lewin-Epstein & Yuchtman-Yaar, 1991) et de fatigue émotionnelle (Jamal, 2007) et entraînent des problèmes de santé spécifiques (Park *et al.*, 2019), la liberté ou l'autonomie dont les travailleurs indépendants jouissent dans l'organisation de leur travail est susceptible de limiter les effets délétères de leur activité professionnelle sur leur santé (Stephan & Roesler, 2010 ; Hessels *et al.*, 2017). Toutefois, une contribution importante de Rietveld *et al.* (2015) a montré que les travailleurs indépendants sont en meilleure santé principalement en raison d'un effet de sélection, c'est-à-dire un meilleur état de santé initial¹. Herber *et al.* (2020) ont récemment publié des conclusions semblables, et Garrouste *et al.* (2020) ont quant à eux constaté que la santé physique des travailleurs indépendants se détériorait plus sévèrement que celle des travailleurs des autres catégories. De plus, si on les compare aux salariés, les travailleurs indépendants semblent systématiquement être en

meilleure santé et présenter des taux de mortalité inférieurs. L'effet de sélection souligné par Rietveld *et al.* (2015) pourrait expliquer ce paradoxe apparent : les pertes de santé subies par les travailleurs indépendants ne seraient quasiment pas observées en raison de leur meilleur état de santé initial. Il s'agit là d'une question importante de santé publique et d'économie qui n'est généralement pas reconnue. Enfin, le modèle du stress au travail semble insuffisant, car l'équilibre entre la « demande » et le « contrôle » ne devrait pas avoir de conséquences délétères sur la santé. D'autres études suggèrent que, pour des besoins de santé identiques, les travailleurs indépendants demandent moins de soins de santé que les salariés durant leur vie active (Pfeifer, 2013), mais davantage une fois à la retraite (Boaz & Muller, 1989 ; Bíró, 2016).

Cet article développe un cadre alternatif afin de mieux décrire et comprendre la spécificité de cette évolution du comportement des travailleurs indépendants en matière de santé au cours de leur vie. Nous nous appuyons sur le modèle de la demande de capital-santé au cours de la vie de Grossman (1972), qui fait référence en la matière. Dans ce modèle, la demande en soins de santé découle de la demande de santé. La personne maximise la santé et la consommation au cours de sa vie, sous une contrainte budgétaire et une contrainte temporelle (la durée totale étant divisée en jours en bonne santé pour le travail, jours de maladie et temps libre). Le stock de santé optimal d'une personne est équilibré lorsque le taux de rendement du capital-santé est égal au coût de ce capital. Ce coût correspond à la somme du taux de dépréciation et du coût d'opportunité d'un investissement dans autre chose. Dans la mesure où l'avantage marginal de l'investissement dans la santé diminue (en raison de la baisse du rendement de la production de santé), la demande de santé diminue à mesure que le taux de dépréciation augmente. Toutefois, la demande en soins de santé augmente avec l'âge car le nombre de jours en bonne santé diminue avec le taux de dépréciation et l'individu remplace la prévention par les soins médicaux.

Nous calibrons le modèle du capital-santé sur la base des trois faits stylisés suivants, établis dans la littérature : les travailleurs indépendants présentent (i) un niveau de capital-santé plus élevé à la base (Herber *et al.*, 2020 ; Rietveld

1. Une mauvaise santé réduit la capacité à exercer des activités professionnelles, limite l'accès au financement (qui est essentiel pour démarrer une entreprise) et réduit la probabilité de se faire assurer, surtout si l'on passe d'un statut d'employé à un statut de travailleur indépendant (Rietveld *et al.*, 2015).

et al., 2015), (ii) un taux de dépréciation plus élevé en raison de conditions de travail plus difficiles (comme le suggèrent Rietveld *et al.*, 2015 ; voir également ci-dessus pour les aspects « demande » du modèle « demande-contrôle »)² et (iii) un temps de travail plus long (Janssen, 1992 ; Boaz & Muller, 1989)³. La combinaison de ces faits stylisés dans le modèle du capital-santé engendre deux effets théoriques. Premièrement, pour les travailleurs indépendants, le taux de dépréciation plus élevé (dû à des conditions de travail plus difficiles) fait augmenter le coût et réduit la demande en capital-santé, et le stock de santé plus élevé durant les premières phases de la vie active favorise la prévention comme stratégie d'investissement dans la santé (plus de jours en bonne santé pour le temps libre). C'est ce que nous appelons l'effet « *must-trade* »⁴, qui se manifeste par une demande de soins de santé des travailleurs indépendants inférieure à celle des salariés. Le deuxième effet, l'effet « *catch-up* », intervient lorsque la demande en soins de santé des travailleurs indépendants augmente plus rapidement que celle des salariés. Il découle du taux de dépréciation plus élevé des travailleurs indépendants. Bien que la demande de santé diminue lorsque le taux de dépréciation augmente, si le temps libre consacré à la prévention diminue (en raison de la plus grande charge de travail des travailleurs indépendants), alors la demande de soins de santé peut augmenter car les individus ayant un comportement d'optimisation remplacent leurs propres efforts de prévention par des soins médicaux. Cet effet est renforcé à la retraite, car un faible stock de santé à un âge plus avancé ne favorise pas la prévention, même si les travailleurs indépendants récupèrent relativement plus de temps libre que les salariés lorsqu'ils partent en retraite, de sorte que leur consommation médicale est susceptible d'augmenter (Bíró, 2016 ; Lucifora & Vigani, 2018).

Cet article vise à analyser les différences entre les salariés et les travailleurs indépendants en termes de comportement en matière de santé, en fonction de leur âge. À l'aide des données en coupe de l'Enquête sur la santé et la protection sociale (ci-après « ESPS ») menée en 2012 en France, appariées avec les données de l'assurance maladie, nous constatons que les travailleurs indépendants (et surtout les hommes) tendent à consommer moins de soins ambulatoires durant les premières phases de leur vie active, tandis que leur consommation augmente progressivement avec l'âge et finit par atteindre les niveaux des autres catégories de travailleurs après leur départ en retraite. Nous analysons l'effet de la situation professionnelle

actuelle ou de la dernière situation professionnelle (travailleurs indépendants / salariés) sur la consommation de soins ambulatoires et de soins hospitaliers (en termes de montant et de volume). Les dépenses de santé sont décomposées à l'aide d'un modèle en deux étapes. La première équation estime la probabilité d'accès aux soins ambulatoires et hospitaliers (marge extensive) à l'aide de modèles probit et la deuxième équation estime le montant (en euros) et le volume (en nombre de visites) des soins ambulatoires et hospitaliers (marge intensive) à l'aide de modèles log-linéaires. Enfin, dans la mesure où les comportements des travailleurs indépendants en matière de santé sont hétérogènes au cours de leur vie, nous menons une approche en fonction de l'âge, avant et après la sortie du marché du travail. Nous examinons également les différences entre femmes et hommes et entre les différentes professions indépendantes.

La suite de l'article est structurée comme suit. La section 1 est consacrée aux données et présente la méthode. La section 2 analyse les dépenses de santé des travailleurs indépendants. La section 3 analyse l'hétérogénéité des comportements des travailleurs indépendants en matière de santé, puis nous concluons.

1. Données et méthode

1.1. Contexte, données et échantillon

Le système de santé français est fondé sur un modèle d'assurance sociale. Il offre aux citoyens des soins de santé financés par des fonds publics, tout au long de leur vie, sans aucune restriction d'âge. Le système public d'assurance maladie couvre la quasi-totalité des dépenses de soins hospitaliers et 70 % des dépenses de soins ambulatoires (y compris les médicaments) incluses dans les prestations. Une assurance maladie privée complémentaire couvre les 30 % restants au titre de la participation aux coûts prévue par la loi pour 95 % de la population recensée en 2012. Bien qu'il n'y ait pas de différence entre les travailleurs indépendants et les salariés en termes d'accès aux soins de santé et d'assurance maladie obligatoire (comme dans tous les pays de l'UE), certaines prestations sont limitées pour les indépendants, comme les allocations

2. Rietveld *et al.* (2015) présentent « de timides preuves selon lesquelles, au contraire, le travail indépendant est mauvais pour la santé ».

3. « Bien que les travailleurs indépendants aient plus de contrôle sur leur temps de travail que les salariés, ils peuvent être plus affectés que les salariés par la perte de production et de revenus associée à toute absence professionnelle » (Boaz & Muller, 1989). Nous verrons plus loin (section 2) que cette hypothèse est d'autant plus pertinente en France.

4. En référence à l'hypothèse selon laquelle l'activité professionnelle des travailleurs indépendants nécessite plus de temps de travail.

chômage, les congés de maternité ou de paternité, les pensions d'invalidité, les accidents du travail, etc. (Spasova *et al.*, 2017), ou sont reçues plus tard en cas de maladie (voir Torp *et al.*, 2018 dans le cadre d'un cancer). Dans le secteur des soins ambulatoires, les soins de santé primaires sont dispensés principalement par des travailleurs indépendants. Les consultations offertes aux patients dans le cadre des soins ambulatoires ne sont pas limitées et la nature et le niveau des soins (y compris des médicaments) dépendent de l'ordonnance établie par le médecin. Les consultations avec des spécialistes se déroulent la plupart du temps dans le cadre de soins ambulatoires hors de l'hôpital. Bien que le choix de son généraliste ou son spécialiste soit libre, les patients qui passent par leur généraliste pour accéder à un spécialiste bénéficient d'un ticket modérateur moins élevé. Les soins chirurgicaux et obstétricaux sont dispensés par des hôpitaux publics et privés, tandis que les soins médicaux hautement spécialisés sont fournis principalement par des hôpitaux publics. Depuis 2004, le régime de financement des hôpitaux est passé d'une dotation globale (uniquement pour les hôpitaux publics) à un financement en fonction des activités (pour une description détaillée du système de santé français et des réformes passées et récentes, voir Chevreur *et al.*, 2015).

Comme mentionné plus haut, nos données proviennent de l'appariement de l'ESPS 2012 avec des données de la Caisse nationale d'assurance maladie (CNAM). L'ESPS, coordonnée par l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (IRDES) depuis 1988, est conçue pour représenter la population française. Elle fournit des données sur l'état de santé, l'accès aux services de santé et l'assurance maladie, ainsi que des informations sur le statut économique et social des personnes de 18 ans et plus. Les réponses à l'enquête sont combinées aux données sur les dépenses de santé de l'échantillon généraliste des bénéficiaires (EGB), un échantillon représentatif permanent des citoyens couverts par l'assurance maladie en France, qu'ils aient perçu ou non des remboursements. L'EGB contient des informations anonymes exhaustives (formulaires de traitement papier et électronique et factures hospitalières) sur toutes les ordonnances et tous les actes médicaux ambulatoires et hospitaliers, basées sur les demandes de remboursement présentées à la CNAM (pour plus de détails ces données, voir Célant *et al.*, 2014).

L'échantillon initial comprend 599 544 personnes recensées en 2012 et tirées de l'EGB. La principale base de sondage représente 95 % de la

population française recensée en 2012. Un sous-échantillon aléatoire est établi à partir de l'EGB et les personnes incluses dans ce sous-échantillon, ainsi que les membres de leur ménage, sont éligibles à l'ESPS. Au total, 8 413 ménages, représentant 23 047 résidents français, ont été interrogés en 2012, dont 17 598 avaient 18 ans ou plus. L'appariement avec l'EGB engendre 9 231 observations (avec un taux de 52.5 %, sachant que les personnes non appariées correspondent aux membres de ménages dont le régime d'assurance maladie est indépendant du régime d'assurance maladie de la personne de référence connu dans l'EGB). 690 observations, correspondant aux personnes qui n'ont jamais travaillé, ont été écartées. Environ 75.5 % des 8 541 observations de l'échantillon à ce stade ont répondu au questionnaire sur la santé et seules 6 observations ont été ensuite exclues du fait de valeurs manquantes. L'échantillon de travail définitif comprend 6 445 observations (soit 28 % des personnes interrogées initialement).

1.2. Variables

1.2.1. Variables dépendantes

Parmi les variables de l'EGB, la principale variable d'intérêt est le montant total (en euros) des dépenses de santé consacrées aux soins ambulatoires⁵ et aux soins hospitaliers. Nous utilisons également des variables relatives au volume des soins : le nombre de visites chez un généraliste ou un spécialiste et le nombre de nuits passées à l'hôpital. Pour chacune de ces variables, nous tenons compte à la fois de l'accès aux soins (une variable binaire indiquant si la personne interrogée a consommé le type de soin concerné) et le montant total de ces soins (en euros ou en volume). Nous utilisons également les réponses à une question de l'ESPS 2012 demandant à la personne interrogée si elle a renoncé à des soins au cours des douze derniers mois. Cela permet de tenir compte des besoins non satisfaits, tels qu'utilisés comme indicateur complémentaire de l'accès aux soins de santé par Allin & Masseria (2009).

5. Les dépenses ambulatoires peuvent être décomposées en fonction de différents types de soins selon qu'elles se rapportent à des consultations de médecins (généralistes, spécialistes, dentistes, sages-femmes), au recours à du personnel paramédical (infirmiers, physiothérapeutes, etc.), à des biens et services (biologie), à d'autres biens et services médicaux (médicaments, dispositifs médicaux, etc.) ou à des visites d'urgence sans hospitalisation. À des fins de concision, nous nous concentrons sur les valeurs agrégées des dépenses ambulatoires dans nos analyses à plusieurs variables. Le tableau A1 de l'annexe 1 présente une analyse bivariée désagrégée des dépenses ambulatoires des indépendants et des salariés.

1.2.2. Identification des travailleurs indépendants

Nous voulons analyser les effets à long terme de la situation professionnelle sur la santé et les soins de santé, c'est-à-dire y compris lorsque les personnes ne sont plus économiquement actives. Pour cela, nous distinguons les travailleurs indépendants des autres travailleurs, soit à partir de leur situation professionnelle actuelle (telle que déclarée par les personnes actives au moment de l'enquête), soit à partir de la dernière situation professionnelle déclarée par les autres (si elles ont déjà travaillé), afin d'éviter l'effet de sélection survenant lors de la sortie du marché du travail, notamment pour les personnes en mauvaise santé. La variable qui en résulte indique si la personne interrogée est ou était un travailleur indépendant (prenant la valeur 1) ou un salarié – la référence⁶ – (prenant la valeur 0). Le travail indépendant étant très hétérogène, il est distingué en cinq catégories : agriculteurs, artisans, commerçants, chefs de petites entreprises et professions libérales.

1.2.3. Autres déterminants des dépenses de santé

Les covariables que nous avons retenues correspondent aux facteurs identifiés dans la littérature comme déterminant les dépenses de santé des personnes concernées. Du point de vue de la demande, cela correspond aux besoins, aux moyens et aux caractéristiques individuelles, comme la situation professionnelle. (i) Le besoin de soins est approché par plusieurs mesures de santé auto-évaluées (santé perçue sur une échelle à cinq niveaux, de « bonne » à « mauvaise », déclaration de limitations importantes dans les activités habituelles, nombre de maladies chroniques à partir d'une liste de 12 maladies, nombre de limitations dans les activités de la vie quotidienne (ADL ou IADL), et enfin des états autodéclarés de symptômes dépressifs et de troubles cognitifs). Dans un objectif de parcimonie, une mesure continue unique de la « mauvaise santé » a été calculée à partir d'une analyse des correspondances multiples de ces six variables (comme dans Sirven & Rapp, 2017). Les facteurs de pondération de l'axe principal (plus de 80 % de l'inertie totale) ont été redimensionnés avec des valeurs comprises entre 0 et 1 (respectivement le meilleur et le plus mauvais état de santé au sein de l'échantillon). Nous utilisons en plus les informations tirées des données administratives pour ajouter une variable indiquant si la personne interrogée est décédée dans un délai de deux ans suivant l'enquête. Les autres déterminants de la demande de soins de santé qui ont été pris

en compte sont les suivants : (ii) le fait d'avoir une assurance maladie complémentaire ; (iii) le revenu du ménage par tête (calculé à l'aide d'une échelle d'équivalence standard) en quintiles, avec une indicatrice pour les personnes n'ayant pas déclaré de revenus à l'enquête ; (iv) une indicatrice d'activité au moment de l'enquête ; (v) une mesure du ratio demande/contrôle de Karasek & Theorell (1990) à partir des conditions de travail des actifs (voir annexe 1 pour une présentation de ce ratio et des détails sur son calcul) ; (vi) des variables socio-démographiques (âge, sexe et niveau d'éducation) ; (vii) la taille du ménage. Du point de vue de l'offre, nous retenons la densité de médecins dans la région concernée, considérée habituellement dans la littérature comme un déterminant de l'accès aux soins. Elle est mesurée ici par la densité (exprimée en log) de médecins pour 100 000 habitants au sein du département.

1.3. Stratégie d'identification

Nous voulons mesurer l'effet de la situation professionnelle (travailleur indépendant / salarié) sur la consommation de soins ambulatoires et de soins hospitaliers. Un modèle en deux étapes est l'outil standard pour modéliser les dépenses de santé à la marge extensive et à la marge intensive. La marge extensive représente l'accès aux soins, c'est-à-dire qu'elle indique si la personne a consommé le type de soins concerné, et la marge intensive représente le total des soins de santé correspondants (en montant ou en volume). La première étape estime la probabilité d'accès aux soins ambulatoires et hospitaliers (marge extensive, $\Pr(y > 0 | X)$) à l'aide d'un modèle probit, et la deuxième étape estime le montant (en euros) et le volume (nombre de visites) des soins ambulatoires et hospitaliers (marge intensive, $E[\ln(y) | y > 0, X]$)⁷. Un estimateur des moindres carrés ordinaires est utilisé sur le logarithme naturel du montant des soins. Formellement :

$$y_i^k = \alpha + \beta SEW_i + \delta x_i + \varepsilon_i$$

où y_i^k représente l'accès aux soins ($k=1$; $y_i^k = \{0, 1\}$) ainsi que le montant et le volume des soins consommés ($k=2$; $y_i^k > 0$) par les personnes concernées. SEW_i est une variable

6. La référence correspond formellement aux « travailleurs non indépendants » ; on parle des salariés car, en raison de l'émergence des faux indépendants, il serait difficile d'utiliser le terme « dépendant » pour d'autres formes d'emploi (passé).

7. D'un point de vue théorique, les deux équations sont indépendantes car le patient initie la consultation et le médecin décide du type et du volume des soins nécessaires. « L'analogie des deux individus » illustre l'idée selon laquelle les caractéristiques non observables de chaque agent (c'est-à-dire les termes d'erreur de deux équations) n'ont aucune raison d'être corrélées. Dans la mesure où deux processus de génération différents entrent en jeu, aucune correction n'est requise pour la sélection de l'échantillon.

binaire prenant la valeur 1 si la personne est un travailleur indépendant et la valeur 0 si la personne est un employé ; x_i est la matrice des variables de contrôle et ε_i est un terme d'erreur.

Pour la spécification de la deuxième étape, nous suivons les recommandations de Manning & Mullahy (2001) afin de comparer le modèle linéaire généralisé et les moindres carrés ordinaires log-transformés⁸. Dans notre cas, les résidus logarithmiques des modèles des moindres carrés ordinaires pour le montant des soins (euros et volume) sont symétriques (les coefficients de dissymétrie sont proches de 0) et/ou les variances sont importantes (≥ 1), tandis que les résidus logarithmiques du modèle linéaire généralisé à fonction de lien logarithmique et variance gamma présentent une queue épaisse (coefficients d'aplatissement > 3). Les deux jeux de test suggèrent donc que les moindres carrés ordinaires log-transformés étaient appropriés dans ce cas. Toutefois, les résidus des modèles log-transformés sont fortement hétéroscédastiques (principalement en raison de l'état de santé et de l'âge), de sorte qu'une nouvelle transformation hétéroscédastique log-normale en euros, à l'aide d'un facteur d'échelle (facteur de smearing de Duan), a été mise en œuvre⁹. Cette procédure permet de garantir que les moindres carrés ordinaires log-transformés produisent des estimations cohérentes, et a également l'avantage d'être plus précise que le modèle linéaire généralisé (Manning & Mullahy, 2001).

Nous avons également examiné l'hétérogénéité de l'effet du travail indépendant sur les dépenses de santé. L'une des approches repose sur la décomposition de la situation professionnelle en plusieurs catégories (agriculteurs, commerçants, artisans, chefs de petites entreprises et professions libérales). Une autre approche, plus courante, repose sur la stratification de l'échantillon en fonction de l'âge et du sexe, deux facteurs exogènes. Dans ce cas, un modèle

des dépenses de santé avec termes d'interaction (travail indépendant \times âge \times sexe) est testé.

2. Les travailleurs indépendants consacrent-ils moins de dépenses à leurs soins de santé ?

2.1. Une population spécifique présentant de multiples facettes

Notre échantillon contient 11.1 % de travailleurs indépendants (tableau 1), une proportion semblable à la part du travail indépendant de 11.4% dans les données de l'OCDE pour la même année. Les travailleurs indépendants comprennent 34.5 % d'agriculteurs, 28.4 % d'artisans, 23.4 % de commerçants, 3.8 % de chefs de petites entreprises et 9.9 % de professions libérales. S'agissant des caractéristiques démographiques, la plupart des travailleurs indépendants sont des hommes et sont plus âgés que les travailleurs des autres catégories.

Le tableau 2 donne les statistiques descriptives décomposées par statut professionnel. Les travailleurs indépendants semblent être en plus mauvaise santé que les autres travailleurs, ce qui est contraire à ce qu'on lit couramment dans la littérature et s'explique probablement par une part beaucoup plus grande de travailleurs plus âgés que parmi les salariés. Pour la quasi-totalité des caractéristiques socio-économiques et démographiques, les différences entre les indépendants et les salariés sont souvent prononcées, ce qui indique une population spécifique. L'une de ces

8. Des équations d'estimation étendues ont fourni les estimations semi-paramétriques des paramètres des fonctions de lien et de variance requises pour ajuster un modèle linéaire généralisé. D'après les résultats, le processus de génération de données était décrit de la meilleure façon possible à l'aide d'une fonction de lien logarithmique et d'une distribution gamma pour la variance, comme c'est souvent le cas pour les données relatives aux dépenses de santé.

9. La fonction de variance a été estimée pour les sous-groupes de la tranche d'âge, car l'âge englobe certains éléments de la santé, l'autre source d'hétéroscédasticité dans notre cas.

Tableau 1 – Description de l'échantillon

	Ensemble		Sexe		Tranche d'âge			
	Observations	Pourcentage	Hommes	Femmes	18-39	40-54	55-64	65+
Salariés	5 728	88.9	45.7	54.3	26.6	31.2	19.3	22.9
Travailleurs indépendants	717	11.1	64.6	35.4	11.4	25.8	17.2	45.6
Travailleurs indépendants par catégorie professionnelle								
Agriculteurs	247	34.5	59.1	40.9	7.7	15.8	10.9	65.6
Artisans	204	28.4	79.9	20.1	13.2	31.9	18.1	36.8
Commerçants	168	23.4	52.4	47.6	11.3	31.0	20.2	37.5
Chefs de petites entreprises	27	3.8	77.8	22.2	14.8	25.9	18.5	40.7
Professions libérales	71	9.9	63.4	36.6	18.3	31.0	28.2	22.6
Total	6 445	100	47.8	52.2	24.9	30.6	19.0	25.5

Source : ESPS (2012).

Tableau 2 – Statistiques descriptives des caractéristiques des travailleurs selon le statut

Variables	Ensemble	Travailleurs indépendants	Salariés	Écart
Âge (années)	52.4	60.4	51.4	9.01***
Femme (%)	52.2	35.4	54.3	-18.92***
Taille du ménage (nombre de personnes)	2.7	2.6	2.7	-0.14***
Personne vivant seule (%)	18.3	15.9	18.6	-2.75*
Éducation (%)				
<i>Pas de diplôme</i>	13.7	12.7	13.8	-1.15
<i>Lycée</i>	44.4	47.8	43.9	3.90**
<i>Baccalauréat</i>	15.2	14.2	15.3	-1.05
<i>Université</i>	25.4	23.3	25.6	-2.35
Revenu (%)				
Q1	15.3	17.7	15.0	2.72*
Q2	17.3	20.2	17.0	3.24**
Q3	17.0	12.3	17.6	-5.34***
Q4	18.2	13.7	18.8	-5.15***
Q5	18.7	17.4	18.8	-1.37
<i>Valeur manquante</i>	13.4	18.7	12.8	5.91***
Personne en activité (%)	53.4	46.6	54.2	-7.66***
Ratio demande/contrôle	0.1	0.1	0.1	-0.02***
Ratio demande/contrôle manquant	0.5	0.6	0.5	0.07***
Assurance maladie complémentaire (%)	88.5	92.3	88.0	4.32***
Mauvaise santé (%)	0.2	0.2	0.2	0.02***
Personne décédée dans les 2 ans (%)	0.6	0.7	0.6	0.12
Log densité de médecins pour 100 000 habitants	5.1	5.1	5.1	0.00
Observations	6 445	717	5 728	

Note : test de différences des moyennes, avec * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
Source : ESPS (2012).

différences présente un intérêt particulier du point de vue du stress au travail et détermine un ratio demande/contrôle moins élevé que pour les autres travailleurs, ce qui a déjà été souligné dans la littérature. Cela illustre le fait que les travailleurs indépendants connaissent des conditions de travail plus difficiles mais jouissent d'un plus grand contrôle sur leur travail que les autres actifs.

2.2. Analyse bivariée et multivariée

S'agissant de la consommation de soins ambulatoires, la figure I montre une densité de soins plus faible pour les travailleurs indépendants (courbe en pointillé) que pour les salariés (courbe à trait continu).

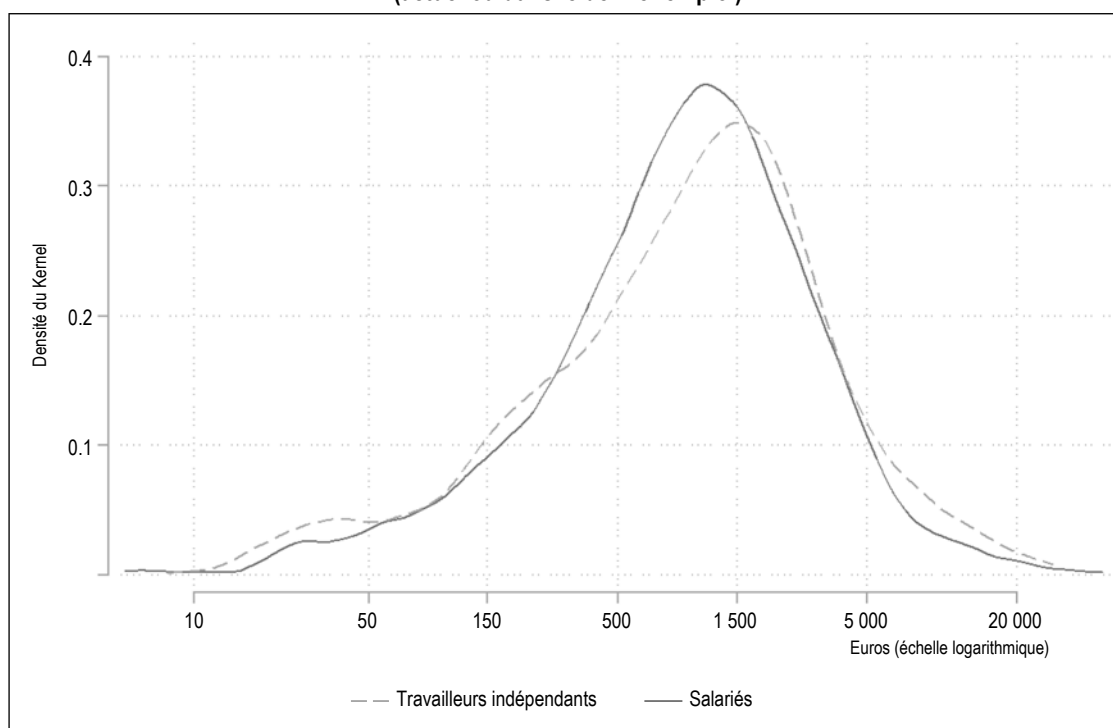
De façon plus détaillée, les montants (en euros), d'abord considérés en termes de marge extensive¹⁰, montrent que les indépendants semblent bénéficier d'un accès moins important aux médecins (généralistes, spécialistes, dentistes et sages-femmes) et aux biens et services médicaux (médicaments, dispositifs de vue et autres dispositifs médicaux, etc.). En revanche, ils jouissent d'un meilleur accès au personnel paramédical, par exemple aux infirmiers, et aux transports, par exemple pour les soins et les consultations ou pour retourner à domicile après

une hospitalisation (tableau 3 ; des données décomposées par poste de dépense sont fournies dans l'annexe 2). Ensuite, en termes de marge intensive, ils consomment moins de soins spécialisés et plus de soins infirmiers et autres biens et services médicaux. Si l'on considère le volume (nombre de visites) en termes de marge extensive, ils ont moins accès aux soins ambulatoires tels que les généralistes et les spécialistes et utilisent plus de soins hospitaliers (hospitalisation imprévue et réhospitalisation). S'agissant de la marge intensive, la seule différence importante entre les indépendants et les salariés est le nombre de visites chez un spécialiste, qui est moins élevé pour les travailleurs indépendants.

À ce stade, il semblerait que les indépendants aient moins accès aux soins de santé. Toutefois, si l'on suppose que la principale raison pour laquelle des soins de santé sont consommés est un besoin médical, cela ne peut refléter que des différences d'état de santé ou de statut socio-économique. Par exemple, une fois que

10. Rappelons que les dépenses de santé, tant en montant (en euros) qu'en volume (en nombre de visites) ont été décomposées en termes d'accès au soin (ou marge extensive – l'enquête a consommé le type de soins concerné) et en termes de montant total des soins consommés (ou marge intensive).

Figure 1 – Dépenses de soins ambulatoires en France 2012 selon le statut professionnel (actuel ou dans le dernier emploi)



Source : ESPS (2012).

Tableau 3 – Dépenses de santé par statut professionnel

	Ensemble	Travailleurs indépendants	Salariés	Écart
Accès aux soins (marge extensive)				
Soins ambulatoires	96.3	94.7	96.5	-1.77**
Soins hospitaliers	18.9	20.9	18.7	2.24
Visites chez un généraliste	87.3	81.9	88,0	-6.09***
Visites chez un spécialiste	75.9	71.4	76.4	-5.02***
Nuits passées à l'hôpital	12.0	13.4	11.8	1.55
Renoncement aux soins	20.1	14.9	20.8	-5.87***
Montant des soins (marge intensive)				
Log dépenses en soins ambulatoires	6.8	6.8	6.8	0.02
Log dépenses en soins hospitaliers	7.6	7.7	7.6	0.07
Log nombre de visites chez un généraliste	1.4	1.4	1.4	-0.00
Log nombre de visites chez un spécialiste	1.2	1.1	1.2	-0.11***
Log nombre de nuits passées à l'hôpital	1.4	1.4	1.4	0.07
Observations	6 445	717	5 728	

Note : tests de différences des moyennes pour les dépenses de santé observées depuis les 12 derniers mois. Toutes les différences moyennes d'accès aux soins sont mesurée au moment de leur observation, avec ** p<0.05, *** p<0.01.
Source : ESPS (2012) et EGB.

les effets des besoins sont contrôlés, les groupes dont le statut socio-économique est élevé tendent à consommer plus de soins spécialisés (Doorslaer *et al.*, 2004 ; Van der Heyden *et al.*, 2003).

En réalité, une fois que les effets de l'état de santé et du statut socio-économique sont contrôlés, nous ne constatons aucune différence de la probabilité d'accès aux soins ambulatoires et hospitaliers (tableau 4). Mais il y a un effet sur la marge intensive : notamment, les indépendants consomment moins de soins

ambulatoires (en moyenne environ 304 euros de moins que les salariés) et se rendent moins souvent chez leur généraliste et leurs spécialistes. Il n'y a aucune différence s'agissant des soins hospitaliers, très probablement en raison de la difficulté à réduire ce type de soins, qui répondent généralement à des problèmes plus sévères que les soins ambulatoires. Les résultats montrent également que, toutes choses égales par ailleurs, les indépendants déclarent moins de renoncement aux soins. Sachant que ces soins

Tableau 4 – Déterminants des dépenses de santé

A – Marge extensive

Variables / Type de soins	Soins ambulatoires		Soins hospitaliers		Renoncement aux soins	
	(p.p.)		(p.p.)		(p.p.)	
Travailleur indépendant	-0.013	(0.008)	0.012	(0.017)	-0.030**	(0.015)
Mauvaise santé (indicatrice)	0.073***	(0.014)	0.325***	(0.023)	0.315***	(0.026)
Ratio demande/contrôle	0.012	(0.024)	-0.043	(0.070)	0.207***	(0.055)
Ratio demande/contrôle manquant	0.003	(0.012)	0.047	(0.032)	0.038	(0.032)
Personne décédée dans un délai de 2 ans	-		0.287***	(0.090)	-0.015	(0.059)
Assurance maladie complémentaire	0.024**	(0.010)	0.039**	(0.016)	-0.054**	(0.021)
Revenu (réf. = Q1)						
Q2	0.002	(0.005)	0.025	(0.019)	-0.005	(0.018)
Q3	0.011**	(0.005)	0.040*	(0.023)	-0.030	(0.019)
Q4	0.009*	(0.005)	0.025	(0.022)	-0.046**	(0.018)
Q5	0.006	(0.005)	0.034*	(0.020)	-0.111***	(0.017)
Valeur manquante	0.010**	(0.005)	0.026	(0.022)	-0.064***	(0.017)
Âge	0.000*	(0.000)	0.000	(0.000)	-0.002***	(0.000)
Femme	0.037***	(0.004)	0.029***	(0.009)	0.065***	(0.011)
Taille du ménage	-0.002	(0.002)	-0.008	(0.006)	-0.011**	(0.005)
Personne vivant seule	-0.019**	(0.009)	-0.001	(0.017)	0.046***	(0.016)
Personne en activité	-0.008	(0.011)	0.020	(0.031)	0.035	(0.032)
Éducation (réf. = pas de diplôme)						
Lycée	0.007	(0.005)	-0.014	(0.014)	0.025*	(0.013)
Baccalauréat	0.006	(0.005)	-0.027	(0.017)	0.016	(0.018)
Université	0.015***	(0.005)	0.004	(0.019)	0.034*	(0.018)
Log densité de médecins pour 100 000 habitants	-0.006	(0.007)	0.022	(0.015)	0.045**	(0.021)
Nombre d'observations	6 445		6 445		6 445	
Correctement classées (%) / R ² ajusté	96.3		81.2		80.2	

B – Marge intensive

Variables / Type de soins	Montants (€)		Volume (nombre de visites ou nuits à l'hôpital)		
	Soins ambulatoires	Soins hospitaliers	Visites chez un généraliste	Visites chez un spécialiste	Nuits passées à l'hôpital
Travailleur indépendant	-304.1***	-9.2	-0.420**	-0.530**	0.073
	(99.9)	(291.3)	(0.195)	(0.221)	(0.766)
Mauvaise santé (indicatrice)	4135.0***	2740.4***	7.305***	5.360***	6.097***
	(196.8)	(594.4)	(0.475)	(0.358)	(1.141)
Rapport demande/contrôle	-694.0*	284.4	-1.114	0.332	-0.702
	(385.5)	(1051.4)	(0.862)	(0.773)	(2.828)
Rapport demande/contrôle manquant	347.1*	1323.9***	0.250	1.343***	0.498
	(200.0)	(511.3)	(0.485)	(0.489)	(1.188)
Personne décédée dans les 2 ans	1879.7***	3389.4***	1.879***	1.408**	6.120***
	(230.3)	(752.9)	(0.634)	(0.641)	(1.728)
Assurance maladie complémentaire	498.0***	871.1***	-0.086	0.870***	1.071
	(94.8)	(294.4)	(0.278)	(0.247)	(0.681)
Revenu (réf. = Q1)					
Q2	1.5	222.4	0.102	0.044	0.320
	(104.8)	(329.1)	(0.187)	(0.216)	(0.821)
Q3	67.9	271.1	-0.228	0.157	0.725
	(111.4)	(344.7)	(0.245)	(0.242)	(0.807)
Q4	123.0	372.7	-0.204	0.350*	0.955
	(106.4)	(389.4)	(0.240)	(0.192)	(0.915)
Q5	205.1*	-275.0	-0.467*	0.785***	0.131
	(120.4)	(367.2)	(0.270)	(0.249)	(0.886)
Valeur manquante	162.5	455.8	-0.397	0.301	0.645
	(118.6)	(391.4)	(0.277)	(0.235)	(0.965)
Âge	28.5***	7.4	0.020***	0.007	0.004
	(2.4)	(7.3)	(0.005)	(0.007)	(0.019)

→

Tableau 4 – (suite)

Variables / Type de soins	Montants (€)		Volume (nombre de visites ou nuits à l'hôpital)		
	Soins ambulatoires	Soins hospitaliers	Visites chez un généraliste	Visites chez un spécialiste	Nuits passées à l'hôpital
Femme	525.0*** (62.9)	-86.9 (212.5)	1.053*** (0.124)	1.516*** (0.141)	-0.214 (0.474)
Taille du ménage	-112.4*** (30.8)	-97.3 (81.7)	-0.158** (0.078)	-0.161** (0.067)	-0.130 (0.193)
Personne vivant seule	-247.0*** (79.8)	-81.0 (247.4)	-0.130 (0.214)	-0.418** (0.184)	-0.355 (0.739)
Personne en activité	189.8 (198.6)	991.7* (539.9)	0.006 (0.468)	1.115** (0.500)	-0.173 (1.177)
Éducation (réf. = pas de diplôme)					
Lycée	78.2 (73.4)	-334.4 (212.8)	-0.093 (0.169)	0.332* (0.176)	-1.352** (0.617)
Baccalauréat	55.1 (108.0)	321.8 (321.1)	-0.601** (0.240)	0.371 (0.247)	-0.003 (0.845)
Université	94.7 (98.1)	572.7* (294.2)	-0.944*** (0.221)	0.835*** (0.259)	0.817 (0.833)
Log densité de médecins pour 100 000 habitants	409.1*** (105.3)	-630.5** (291.6)	0.281 (0.467)	1.254*** (0.266)	-1.923*** (0.743)
Nombre d'observations	6 205	1 220	5 625	4 890	774
Correctement classées (%) / R ² ajusté	0.288	0.104	0.192	0.111	0.113

Note : la marge extensive montre les effets marginaux des modèles probit, la marge intensive montre les coefficients des moindres carrés ordinaires log-normaux retransformés en euros à l'aide d'un facteur d'échelle. Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

Source : ESPS (2012) et EGB.

correspondent à un besoin identifié comme tel par l'enquête, mais que ce besoin n'a pas été satisfait, cela pourrait signifier que les indépendants sont moins souvent confrontés à des besoins de soins non satisfaits. Cela pourrait aussi s'expliquer par le fait qu'ils évaluent leurs besoins différemment des salariés, ou qu'ils sont plus susceptibles de sous-déclarer les soins auxquels ils ont renoncé (voir Garrouste *et al.*, 2020).

3. Y a-t-il un « modèle indépendant » de consommation de soins de santé ?

Les travailleurs indépendants consacrent moins de dépenses aux soins de santé. Toutefois, la littérature indique que leur comportement en matière de santé change au cours de leur vie. Nous développons maintenant une approche en fonction de l'âge et du sexe, avant et après la sortie du marché du travail, afin d'identifier et de décrire ce changement.

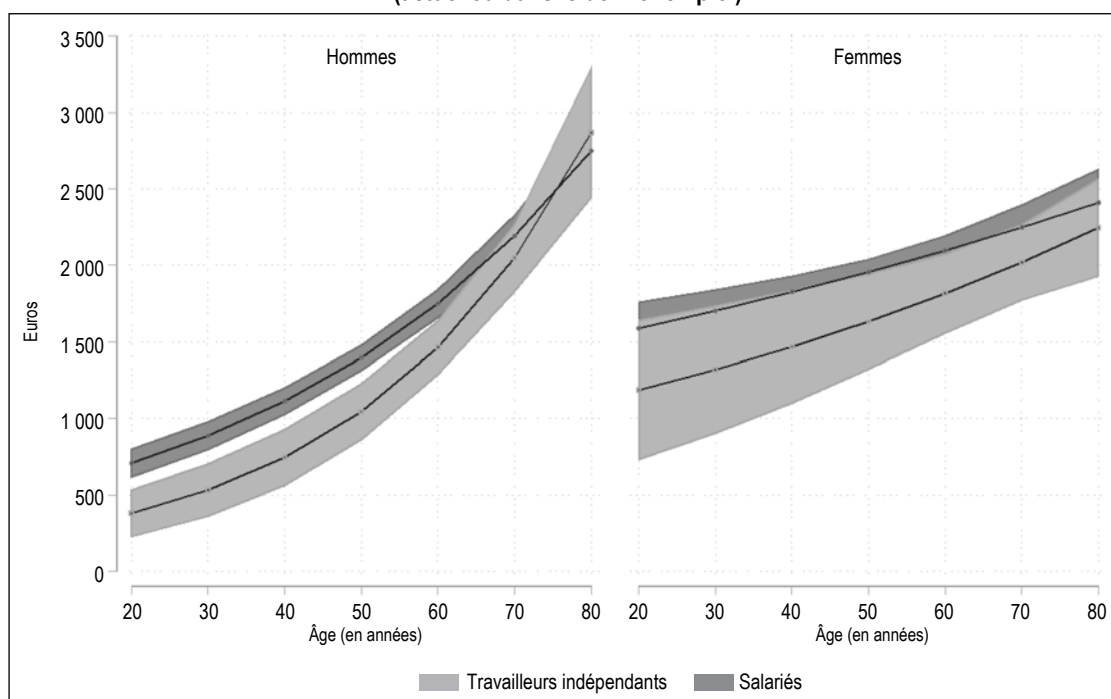
3.1. Différences en fonction de l'âge et du sexe

La figure II montre les effets marginaux du travail indépendant sur les dépenses de santé, toutes choses égales par ailleurs (état de santé, revenus, etc.), décomposés par âge et sexe (c'est-à-dire deux facteurs exogènes). Les résultats indiquent que, pendant leur vie active et surtout au début

de leur carrière, les travailleurs indépendants consomment moins de soins de santé – c'est l'effet « *must-trade* ». Plus ils vieillissent et plus leur consommation augmente, finissant par atteindre le niveau de consommation des salariés aux alentours de la retraite – c'est l'effet de rattrapage. La réduction de cet écart de consommation semble appuyer notre hypothèse d'un taux de dépréciation plus élevé de la santé chez les indépendants. Cette évolution en deux temps, qui est particulièrement prononcée chez les hommes, n'est pas significative chez les femmes. Cela pourrait découler de facteurs de nature très différente : une taille insuffisante de l'échantillon (les femmes ne représentent que 35.4 % des 717 indépendants de notre échantillon), des comportements plus sains que ceux des hommes (Dean, 1989 ; Wardle *et al.*, 2004) ou des métiers différents de ceux des hommes indépendants, qui n'exposent pas aux mêmes pénibilités que les hommes (par exemple, les indépendantes travaillent plus dans les secteurs des services à la personne ou des services de santé et d'action sociale, et moins dans les secteurs agricoles ou de la construction – Salembier & Théron, 2020).

Une comparaison des indépendants et des salariés aux marges intensive et extensive confirme ces résultats (tableau 5) : il n'y a pas de différence en matière d'accès aux soins de santé. Les principales différences s'observent

Figure II – Dépenses de soins ambulatoires par âge, sexe et statut professionnel (actuel ou dans le dernier emploi)



Source : ESPS (2012).

 Tableau 5 – Déterminants des dépenses de santé
 Régressions stratifiées par tranche d'âge et sexe (résumé)

A – Marge extensive

Variables / Type de soins	Soins ambulatoires		Soins hospitaliers		Renoncement aux soins	
	(p.p.)		(p.p.)		(p.p.)	
Ensemble	-0.013	(0.008)	0.012	(0.017)	-0.030**	(0.015)
Âge < 60 ans	-0.032*	(0.016)	0.008	(0.024)	-0.021	(0.025)
Âge ≥ 60 ans	0.002	(0.004)	0.011	(0.026)	-0.015	(0.022)
Homme	-0.019	(0.014)	0.006	(0.019)	-0.011	(0.018)
Femme	-0.011	(0.011)	0.019	(0.029)	-0.057**	(0.026)
Homme et âge < 60 ans	-0.041	(0.027)	-0.001	(0.024)	-0.013	(0.028)
Homme et âge ≥ 60 ans	-0.002	(0.007)	0.016	(0.029)	-0.002	(0.025)
Femme et âge < 60 ans	-0.037	(0.024)	0.018	(0.047)	-0.030	(0.037)
Femme et âge ≥ 60 ans	-		0.005	(0.041)	-0.033	(0.034)

B – Marge intensive

Variables / Type de soins	Montants (€)		Volume (quantités)		
	Soins ambulatoires	Soins hospitaliers	Visites chez un généraliste	Visites chez un spécialiste	Nuits passées à l'hôpital
Ensemble	-304.1***	-9.2	-0.420**	-0.530**	0.073
	(99.9)	(291.3)	(0.195)	(0.221)	(0.766)
Âge < 60 ans	-427.3***	-231.9	-0.908***	-0.318	-0.592
	(116.8)	(333.3)	(0.276)	(0.306)	(0.945)
Âge ≥ 60 ans	-29.1	101.0	0.050	-0.634*	0.562
	(147.8)	(490.2)	(0.263)	(0.325)	(1.245)
Homme	-358.7***	4.6	-0.598**	-0.297	0.145
	(131.6)	(481.2)	(0.239)	(0.206)	(1.129)
Femme	-246.9*	-116.4	-0.112	-0.938**	0.105
	(130.1)	(407.6)	(0.291)	(0.428)	(0.988)
Homme et âge < 60 ans	-521.3***	-14.7	-0.890**	-0.349	-0.558
	(155.5)	(533.3)	(0.365)	(0.291)	(1.257)

→

Tableau 5 – (suite)

Variables / Type de soins	Montants (€)		Volume (quantités)		
	Soins ambulatoires	Soins hospitaliers	Visites chez un généraliste	Visites chez un spécialiste	Nuits passées à l'hôpital
Homme et âge ≥ 60 ans	81.8 (205.4)	66.0 (780.1)	-0.204 (0.343)	-0.204 (0.352)	1.112 (1.728)
Femme et âge < 60 ans	-292.8 (186.5)	-587.8* (356.4)	-0.909** (0.453)	-0.274 (0.601)	-0.698 (1.068)
Femme et âge ≥ 60 ans	-168.7 (220.5)	42.9 (687.4)	0.463 (0.400)	-1.263** (0.569)	0.040 (1.930)

Note : nous ne présentons que le coefficient de la variable d'intérêt (travailleurs indépendants). La marge extensive montre les effets marginaux des modèles probit, la marge intensive montre les coefficients des moindres carrés ordinaires log-normaux retransformés en euros à l'aide d'un facteur d'échelle. Les écarts-type sont indiqués entre parenthèses. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
Source : ESPS (2012) et EGB.

à la marge intensive et avant l'âge de 60 ans : les indépendants consomment 427 euros de moins que les salariés en soins ambulatoires, et se rendent moins souvent chez leur généraliste. Les différences ne sont pas significatives après l'âge de 60 ans.

Au-delà de ces résultats généraux, les différences entre les indépendants et les salariés sont plus ou moins prononcées en fonction du métier du travailleur indépendant, ce qui confirme l'hétérogénéité de cette situation professionnelle. Par exemple, il n'y a quasiment pas de différence de comportement de santé entre les commerçants et les salariés, tandis que les agriculteurs déclarent moins de renoncement aux soins et moins de visites chez leurs spécialistes (voir annexe 2, tableau A2-2). Les chefs de petites entreprises déclarent eux aussi moins de renoncement aux soins que les salariés, mais affichent les mêmes niveaux de consommation de soins de santé, tant en montant qu'en volume. Les professions libérales se rendent moins souvent chez leur généraliste mais passent plus de nuits à l'hôpital.

3.2. Quelques limites possibles

Les résultats indiquent que, toutes choses égales par ailleurs et surtout avec un état de santé identique, la consommation de soins de santé des travailleurs indépendants est inférieure à celle des salariés durant les premières années de la vie active (effet « *must-trade* ») puis augmente plus rapidement avec l'âge et finit par atteindre le niveau des salariés (effet « *catch-up* »). Cela correspond à l'hypothèse selon laquelle les travailleurs indépendants présentent un taux plus élevé de dépréciation de leur capital-santé dans le temps. Toutefois, l'interprétation de ces résultats est complexe car à travers l'effet d'âge qui permet de mettre en évidence le taux de dépréciation plus élevé de la santé, d'autres facteurs pourraient être masqués.

Les difficultés pour mesurer les nombreux aspects différents de l'état de santé pourraient être une première source de biais, même si l'ESPS en fournit de nombreuses mesures. Dans ce cas, l'effet de rattrapage pourrait venir d'un niveau plus élevé des besoins en soins de santé des indépendants à un âge plus avancé. Toutefois, les indépendants ont des taux de mortalité inférieurs à ceux des salariés (Lallo & Raitano, 2018 ; Toivanen *et al.*, 2016 ; Algava *et al.*, 2011), ce qui suggère que, dans une tranche d'âge donnée, les besoins en soins de santé des indépendants sont moins élevés. Un deuxième biais pourrait découler d'un effet de génération interprété comme un effet d'âge. Dans ce cas, l'effet « *catch-up* » ne ferait que refléter des attitudes semblables envers les soins de santé parmi les indépendants et les salariés des générations plus âgées, tandis que l'effet « *must-trade* » impliquerait un comportement des indépendants différent de celui des salariés dans les générations plus jeunes. Ces dernières années ont été marquées par l'ubérisation de la société, avec le développement de « faux » travailleurs indépendants, un changement qui pourrait mettre les jeunes travailleurs indépendants dans une situation économique plus précaire que celle de leurs aînés. Toutefois, l'explication théorique du niveau moins élevé des dépenses de santé des jeunes indépendants resterait la même : le coût relativement plus élevé du capital-santé qui réduit la demande de santé et favorise la prévention aux dépens des soins médicaux.

* *
*

Cette étude analyse la consommation de soins de santé des travailleurs indépendants par le biais d'une approche spécifique par l'âge, pendant et après leur vie active. En mobilisant les données

en coupe de l'Enquête sur la santé et la protection sociale menée en 2012 en France appariées avec les données de l'assurance maladie, nous constatons que les indépendants (et surtout les hommes) tendent à consommer moins de soins ambulatoires durant les premières phases de leur vie active, mais que leur consommation augmente progressivement avec l'âge, finissant par rattraper les niveaux des salariés après la retraite. Cela confirme l'hypothèse selon laquelle la santé des travailleurs indépendants se détériore plus rapidement au cours de leur vie.

Ces résultats correspondent aux prédictions du modèle de la demande de santé de Grossman. Les indépendants semblent suivre une stratégie en deux temps découlant d'un capital-santé initialement plus élevé, d'un taux de dépréciation plus rapide de ce capital au fil du temps et d'un temps de travail plus long. Durant les premières phases de leur carrière, la demande en soins de santé optimale des indépendants est faible car le coût de leur capital-santé est élevé en raison d'un taux de dépréciation de la santé plus important (dû à des conditions de travail plus difficiles). À mesure qu'ils avancent en âge, leur demande en soins de santé augmente car leur temps libre diminue (en raison d'une réduction du nombre de jours en bonne santé et de l'important temps de travail requis par leur activité), de sorte qu'ils doivent remplacer la prévention par les soins. Ces deux effets, désignés par les termes « *must-trade* » et « *catch-up* » dans cet article, offrent une alternative au modèle « demande-contrôle » pour mieux comprendre le comportement des

travailleurs indépendants en matière de santé, très cohérente avec la théorie économique.

Des recherches complémentaires pourraient viser à expliquer la forme particulière de la consommation de soins de santé des indépendants, avec une version alternative du modèle de capital-santé de Grossman. Par exemple, dans la mesure où les travailleurs indépendants ont des préférences spécifiques, une approche différente pourrait se fonder sur des modèles comportementaux, tels qu'une aversion au risque moins élevée (Ekelund *et al.*, 2005), et la variation des préférences dans le temps pourrait expliquer la tendance globale de la consommation de soins de santé au cours de la vie. Bien que prometteuse, cette approche nécessiterait d'adapter le modèle économique standard de la demande de santé, dans lequel les préférences sont fixes dans le temps (Grossman, 1972). Les recherches pourraient également se pencher sur la conclusion surprenante et paradoxale selon laquelle les travailleurs indépendants tendent à déclarer des taux moins élevés de non recours aux soins. S'agit-il d'un biais de déclaration ou d'un autre mécanisme ? Cela reste à déterminer.

Pour finir, notre étude établit une perte de santé potentielle pour les travailleurs indépendants. Du point de vue des politiques publiques, cela suggère que, en l'absence de mécanismes appropriés pour compenser le taux de dépréciation plus élevé de leur capital-santé, la stratégie Europe 2020, qui recommande de développer le travail indépendant en Europe, est difficilement compatible avec des objectifs de santé publique. □

BIBLIOGRAPHIE

- Algava, É., Cavalin, C. & Célérier, S. (2013).** The remarkably good health of the self-employed. *Travail et Emploi*, (Hors-série), 55–70. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.6296>
- Algava, E., Chouanière, D., Cohidon, C., ... & Weibel, L. (2011).** Stress au travail et santé : situation chez les indépendants. [hal-02810971](https://hal.inrae.fr/hal-02810971). <https://hal.inrae.fr/hal-02810971>
- Allin, S. & Masseria, C. (2009).** Unmet need as an indicator of healthcare access. *Eurohealth*, 15(3), 7–10. <http://eprints.lse.ac.uk/id/eprint/28454>
- Biró, A. (2016).** Outpatient visits after retirement in Europe and the US. *International Journal of Health Economics and Management*, 16(4), 363–385. <https://doi.org/10.1007/s10754-016-9191-7>
- Boaz, R. F. & Muller, C. F. (1989).** Does having more time after retirement change the demand for physician services? *Medical Care*, 1–15. <https://doi.org/10.1097/00005650-198901000-00001>
- Carree, M. A. & Thurik, A. R. (2010).** The impact of entrepreneurship on economic growth. In: *Handbook of Entrepreneurship Research*, pp. 557-594. Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-1191-9_20

- Célant, N., Guillaume, S. & Rochereau, T. (2014).** *Enquête sur la santé et la protection sociale 2012* (pp. 1–302). Paris: Institut de recherche et documentation en économie de la santé (IRDES).
<https://www.irdes.fr/recherche/rapports/556-enquete-sur-la-sante-et-la-protection-sociale-2012.pdf>
- Chevreur, K., Brigham, B., Durand-Zaleski, I. & Hernández-Quevedo, C. (2015).** France: Health system review. *Health Systems in Transition*, (17/3). <http://eprints.lse.ac.uk/id/eprint/65775>
- Dean, K. (1989).** Self-care components of lifestyles: the importance of gender, attitudes and the social situation. *Social Science & Medicine*, 29(2), 137–152. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(89\)90162-7](https://doi.org/10.1016/0277-9536(89)90162-7)
- Doorslaer, E. V., Koolman, X. & Jones, A. M. (2004).** Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health Economics*, 13(7), 629–647. <https://doi.org/10.1002/hec.919>
- Ekelund, J., Johansson, E., Järvelin, M. R. & Lichtermann, D. (2005).** Self-employment and risk aversion—evidence from psychological test data. *Labour Economics*, 12(5), 649–659.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2004.02.009>
- European Commission (2017).** European Employment Strategy: Supporting entrepreneurs and the self-employed. <https://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=952&langId=en>
- Garrouste, C., Paraponaris, A. & Sirven, N. (2020).** ‘When the going gets tough the tough get going’ – The Health Gap for Self-employed in Europe. *mimeo*.
- Goetz, S. J., Fleming, D. A. & Rupasingha, A. (2012).** The economic impacts of self-employment. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 44(3), 315–321. <http://ageconsearch.umn.edu/record/130267>
- Grossman, M. (1972).** On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/259880>
- Gruber, S. & Kiesel, M. (2010).** Inequality in healthcare utilization in Germany? Theoretical and empirical evidence for specialist consultation. *Journal of Public Health*, 18(4), 351–365.
<https://doi.org/10.1007/s10389-010-0321-2>
- Herber, G. C., Schipper, M., Koopmanschap, M., ... & Uiters, E. (2020).** Health expenditure of employees versus self-employed individuals; a 5 year study. *Health Economics*. <https://doi.org/10.1002/hec.4149>
- Hessels, J., Rietveld, C. A. & van der Zwan, P. (2017).** Self-employment and work-related stress: The mediating role of job control and job demand. *Journal of Business Venturing*, 32(2), 178–196.
<https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2016.10.007>
- Jamal, M. (2007).** Burnout and self-employment: a cross-cultural empirical study. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 23(4), 249–256. <https://doi.org/10.1002/smi.1144>
- Janssen, R. (1992).** Time prices and the demand for GP services. *Social Science & Medicine*, 34(7), 725–733.
[https://doi.org/10.1016/0277-9536\(92\)90359-X](https://doi.org/10.1016/0277-9536(92)90359-X)
- Karasek R. & Theorell T. (1990).** *Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life*. NY: Basic Books.
- Koellinger, P. D. & Roy Thurik, A. (2012).** Entrepreneurship and the business cycle. *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 1143–1156. https://doi.org/10.1162/REST_a_00224
- Lallo, C. & Raitano, M. (2018).** Life expectancy inequalities in the elderly by socioeconomic status: evidence from Italy. *Population Health Metrics*, 16(1), 7. <https://doi.org/10.1186/s12963-018-0163-7>
- Lewin-Epstein, N. & Yuchtman-Yaar, E. (1991).** Health risks of self-employment. *Work and Occupations*, 18(3), 291–312. <https://doi.org/10.1177/0730888491018003003>
- Lucifora, C. & Viganì, D. (2018).** Health care utilization at retirement: The role of the opportunity cost of time. *Health Economics*, 27(12), 2030–2050. <https://doi.org/10.1002/hec.3819>
- Manning, W. G. & Mullahy, J. (2001).** Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of Health Economics*, 20(4), 461–494. [https://doi.org/10.1016/S0167-6296\(01\)00086-8](https://doi.org/10.1016/S0167-6296(01)00086-8)
- OECD (2015).** Hours Worked: Average usual weekly hours worked - averages. OECD Employment and Labour Market Statistics (database), <https://doi.org/10.1787/data-00306-en>
- Park, J., Han, B. & Kim, Y. (2019).** Comparison of occupational health problems of employees and self-employed individuals who work in different fields. *Archives of Environmental & Occupational Health*, 1–14. <https://doi.org/10.1080/19338244.2019.1577209>
- Pfeifer, C. (2013).** Cyclical absenteeism among private sector, public sector and self-employed workers. *Health Economics*, 22(3), 366–370. <https://doi.org/10.1002/hec.2808>
- Rietveld, C. A., Van Kippersluis, H. & Thurik, A. R. (2015).** Self-employment and health: Barriers or benefits?. *Health Economics*, 24(10), 1302–1313. <https://doi.org/10.1002/hec.3087>
- Riphahn, R. T., Wambach, A. & Million, A. (2003).** Incentive effects in the demand for healthcare: a bivariate panel count data estimation. *Journal of Applied Econometrics*, 18(4), 387–405.
<https://doi.org/10.1002/jae.680>

- Salembier, L. & Théron, G. (2020).** Panorama de l'emploi et des revenus des non-salariés. *Emploi et revenus des indépendants*, 11–28. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4470794?sommaire=4470890>
- Schumpeter, J. (1911).** *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung* (transl. 1934, *The Theory of Economic Development: An inquiry into profits, capital, credit, interest and the business cycle*). Vienna: Kyklos.
- Sewdas, R., Tamminga, S. J., Boot, C. R., ... & van der Beek, A. J. (2018).** Differences in self-rated health and work ability between self-employed workers and employees: Results from a prospective cohort study in the Netherlands. *PloS one*, 13(11), e0206618. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0206618>
- Sirven, N. & Rapp, T. (2017).** The cost of frailty in France. *The European Journal of Health Economics*, 18(2), 243–253. <https://doi.org/10.1007/s10198-016-0772-7>
- Spasova, S., Bouget, D., Ghailani, D. & Vanhercke, B. (2017).** Access to social protection for people working on non-standard contracts and as self-employed in Europe. *A study of national policies, European Social Policy Network (ESPN)*. Bruxelles: Commission européenne. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/fb235634-e3a7-11e7-9749-01aa75ed71a1/language-en>
- Stephan, U. & Roesler, U. (2010).** Health of entrepreneurs versus employees in a national representative sample. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(3), 717–738. <https://doi.org/10.1348/096317909X472067>
- Toivanen, S., Griep, R. H., Mellner, C., Vinberg, S. & Eloranta, S. (2016).** Mortality differences between self-employed and paid employees: a 5-year follow-up study of the working population in Sweden. *Occupational and Environmental Medicine*, 73(9), 627–636. <http://dx.doi.org/10.1136/oemed-2015-103472>
- Torp, S., Paraponaris, A., Van Hoof, E., ... & de Boer, A. G. (2018).** Work-Related Outcomes in Self-Employed Cancer Survivors: A European Multi-country Study. *Journal of Occupational Rehabilitation*, 1–14. <https://doi.org/10.1007/s10926-018-9792-8>
- Van der Heyden, J. H. A., Demarest, S., Tafforeau, J. & Van Oyen, H. (2003).** Socioeconomic differences in the utilisation of health services in Belgium. *Health Policy*, 65(2), 153–165. [https://doi.org/10.1016/S0168-8510\(02\)00213-0](https://doi.org/10.1016/S0168-8510(02)00213-0)
- Wardle, J., Haase, A. M., Steptoe, A., Nillapun, M., Jonwutiwes, K., & Bellis, F. (2004).** Gender differences in food choice: the contribution of health beliefs and dieting. *Annals of Behavioral Medicine*, 27(2), 107–116. https://doi.org/10.1207/s15324796abm2702_5
-

MESURE DES CONDITIONS DE TRAVAIL

Le modèle du stress au travail de Karasek & Theorell (1990) est fondé sur l'équilibre entre la demande et le contrôle. La demande représente l'intensité du travail (difficulté physique et contraintes temporelles dues à la charge de travail) et le contrôle fait référence à l'autonomie inhérente aux tâches exécutées dans le cadre du travail, ainsi que la possibilité de développer de nouvelles compétences. Ce modèle identifie quatre situations spécifiques : demande faible et

contrôle faible (travail passif), demande faible et contrôle élevé (peu de stress au travail), demande élevée et contrôle faible (beaucoup de stress au travail), demande élevée et contrôle élevé (travail actif). Cette quatrième situation devrait représenter celle des travailleurs indépendants et devrait engendrer des effets de santé positifs. Nous avons utilisé les huit questions de l'ESPS 2012 pour calculer le rapport demande/contrôle.

Tableau A1 – Variables relatives aux conditions de travail utilisées pour calculer le ratio demande/contrôle

Conditions de travail	Réponse (score)			
	Toujours	Souvent	Parfois	Jamais
Q1 : « Je dois me dépêcher pour faire mon travail. »	4	3	2	1
Q2 : « Je dois porter de lourdes charges lors de la manutention. »	4	3	2	1
Q3 : « Je subis des postures douloureuses ou fatigantes à long terme : rester debout pendant longtemps, se pencher, avoir les bras en l'air, se contorsionner, posture forcée. »	4	3	2	1
Q4 : « Je suis exposé(e) à des produits (ou substances) nocifs ou toxiques : poussière, fumée, microbes, produits chimiques. »	4	3	2	1
Q5 : « Je fais des tâches répétitives dans des délais serrés, ou bien du travail à la chaîne. »	4	3	2	1
Q6 : « En raison de mon travail, je ne peux pas dormir entre minuit et 05h00. »	4	3	2	1
Q7 : « Mon travail me permet d'apprendre de nouvelles choses. »	4	3	2	1
Q8 : « J'ai très peu de marge de manœuvre pour décider comment faire mon travail. »	1	2	3	4

Le rapport demande/contrôle est calculé à partir de ces huit variables, de la manière suivante :

Indicateur	Calcul
Demande	Score (Q1) + Score (Q2) + Score (Q3) + Score (Q4) + Score (Q5) + Score (Q6)
Contrôle	Score (Q7) + Score (Q8)
Rapport demande/contrôle	$(2/6) * [(Score (Q1) + Score (Q2) + Score (Q3) + Score (Q4) + Score (Q5) + Score (Q6)) / (Score (Q7) + Score (Q8))]$

ANNEXE 2

DÉPENSES DE SANTÉ ET LEURS DÉTERMINANTS AUX MARGES EXTENSIVE ET INTENSIVE

Tableau A2-1 – Dépenses de santé à la marge extensive et intensive selon le statut professionnel
1 – Marge intensive

Type de soins de santé	Travailleurs indépendants	Salariés	Écart	Wilcoxon	p-value
Montants (€)					
Soins hospitaliers	4 393.2	3 437.5	955.7	-0.463	0.644
Soins ambulatoires	1 900.5	1 697.3	203.2	-1.077	0.282
Médecins	553.5	556.1	-2.6	2.334	0.020
Généraliste	157.1	156.7	0.4	-0.627	0.531
Spécialiste	282.1	282.4	-0.3	1.970	0.049
Dentiste	448.4	372.5	76.0	-0.764	0.445
Sage-femme	584.0	221.6	362.4	-0.234	0.815
Personnel paramédical	513.8	361.9	151.9	-1.451	0.147
Infirmier	454.6	253.6	201.1	-4.397	0.000
Physiothérapeute	393.7	373.4	20.3	-0.231	0.817
Autre professionnel de la santé	41.4	172.4	-131.0	2.604	0.009
Biologie	147.9	136.5	11.4	-1.605	0.108
Autres biens et services médicaux	1 047.6	908.4	139.2	-3.281	0.001
Médicaments	679.8	587.0	92.8	-4.413	0.000
Dispositifs médicaux	374.4	346.4	28.0	-2.600	0.009
Dispositifs de vue	491.6	440.1	51.5	-1.770	0.077
Prothèses	294.1	214.4	79.7	-1.540	0.124
Transports	658.4	666.5	-8.1	-0.458	0.647
Service des urgences sans hospitalisation	128.0	129.1	-1.1	-0.176	0.860
Volume (nombre de visites)					
Soins ambulatoires					
Visites chez un généraliste	5.7	5.9	-0.2	-0.237	0.813
Visites chez un spécialiste	4.6	5.1	-0.5	2.912	0.004
Service des urgences sans hospitalisation	1.3	1.3	0.0	-0.243	0.808
Soins hospitaliers					
Hospitalisation	1.7	1.5	0.2	-1.483	0.138
Hospitalisation – imprévue	1.3	1.2	0.1	-1.101	0.271
Nuits passées à l'hôpital	8.7	6.2	2.5	-0.282	0.778
Réhospitalisation	1.5	1.7	-0.1	-0.145	0.885

2 – Marge extensive

Type de soins de santé	Travailleurs indépendants	Salariés	p-value
Montants (€)			
Soins hospitaliers	20.9	18.7	0.149
Soins ambulatoires	94.7	96.5	0.018
Médecins	91.4	95.0	0.000
Généraliste	81.9	88.0	0.000
Spécialiste	71.3	76.4	0.002
Dentiste	38.4	45.5	0.000
Sage-femme	0.7	2.4	0.004
Personnel paramédical	48.4	44.9	0.075
Infirmier	38.6	33.9	0.012
Physiothérapeute	18.3	19.0	0.641
Autre professionnel de la santé	2.6	3.2	0.403
Biologie	63.3	62.9	0.813

→

Tableaux A2-1 – (suite)

Type de soins de santé	Travailleurs indépendants	Salariés	p-value
Autres biens et services médicaux	89.8	92.9	0.003
Médicaments	88.1	91.3	0.005
Dispositifs médicaux	27.5	26.2	0.448
Dispositifs de vue	19.5	26.2	0.000
Prothèses	20.8	19.9	0.579
Transports	12.4	9.0	0.003
Service des urgences sans hospitalisation	8.1	11.9	0.003
Volume (nombre de visites)			
Soins ambulatoires			
Visites chez un généraliste	81.9	88.0	0.000
Visites chez un spécialiste	71.4	76.4	0.003
Service des urgences sans hospitalisation	8.2	11.9	0.004
Soins hospitaliers			
Hospitalisation	20.9	18.7	0.149
Hospitalisation – imprévue	6.6	4.6	0.025
Nuits passées à l'hôpital	13.4	11.8	0.228
Réhospitalisation	3.3	2.1	0.030
Renoncement aux soins	14.9	20.8	0.000

Note : test de différences des moyennes pour les dépenses de santé observées depuis les 12 derniers mois.
Source : ESPS (2012) et EGB.

Tableau A2-2 – Déterminants des dépenses de santé – Marges extensive et intensive, par catégorie de travailleurs indépendants

1 – Marge extensive

Variables / Type de soins	Soins ambulatoires (p.p.)	Soins hospitaliers (p.p.)	Renoncement aux soins (p.p.)
Agriculteurs	-0.001	0.030	-0.055**
Artisans	-0.008	0.008	-0.002
Commerçants	-0.021	0.003	-0.004
Propriétaires de petites entreprises	-0.066	0.005	-0.131**
Professions libérales	-0.031	-0.021	-0.054
Déterminants des dépenses de santé	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	6 445	6 445	6 445
Correctement classées (%) / R ² ajusté	96.3	81.2	80.2

2 – Marge intensive

Variables / Type de soins	Montants (€)		Volume (nombre)		
	Soins ambulatoires	Soins hospitaliers	Visites chez un généraliste	Visites chez un spécialiste	Nuits passées à l'hôpital
Agriculteurs	-164.3	-113.8	-0.376	-0.628**	-0.495
Artisans	-326.9**	59.5	-0.361	-0.565*	-1.049
Commerçants	-255.2*	-95.3	-0.396	-0.248	1.199
Propriétaires de petites entreprises	-8.5	-547.8	1.338	-0.338	0.438
Professions libérales	-357.2	925.5	-1.556***	-0.606	8.769***
Déterminants des dépenses de santé	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	6 205	1 220	5 625	4 890	774
Correctement classées (%) / R ² ajusté	0.288	0.102	0.192	0.110	0.121

Note : la marge extensive montre les effets marginaux des modèles probit, la marge intensive montre les coefficients des moindres carrés ordinaires log-normaux retransformés en euros à l'aide d'un facteur d'échelle. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.
Source : ESPS (2012) et EGB.

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 Pélissier* et Nicolas Krucien**

Résumé – Cette étude analyse les préférences de la population française concernant l'information génétique potentiellement accessible avec la médecine génomique. Il s'agit plus précisément de savoir si la population française (i) est favorable ou non à connaître tous les résultats possibles quant aux prédispositions génétiques ; (ii) a des préférences quant à la personne ou la modalité qui déciderait de la liste des résultats accessibles ; (iii) est favorable ou non à un accès des chercheurs aux données génétiques des patients. Cette étude mobilise la méthode des choix discrets, avec une enquête en ligne, conduite en France auprès d'un échantillon représentatif de 2 501 personnes. L'exploitation économétrique des données collectées utilise un modèle logit mixte qui permet d'établir la plus ou moins grande variabilité des préférences au sein de la population française. Les résultats montrent une volonté d'autonomie pour choisir les informations communiquées, le souhait d'accéder aux résultats génétiques les plus exhaustifs possibles et la valorisation d'une contribution à la recherche à travers la mise à disposition de ses données génétiques.

Abstract – *This study analyses the preferences of the French population with regard to the genetic information that is potentially accessible thanks to genomic medicine. More specifically, it is a question of knowing whether or not the French population (i) is in favour of knowing all possible results with regard to genetic predispositions; (ii) has preferences with regard to the person or the method that would decide upon the list of accessible results; (iii) is in favour of researchers having access to patients' genetic data. This study makes use of the discrete choice method, with an online survey, conducted in France with a representative sample of 2,501 respondents. The choice data were analyzed in a mixed logit model, to explore the variability of preferences. The results show a preference for autonomy in choosing the information communicated, to access the most comprehensive genetic results possible and for a contribution to research through the provision of genetic data.*

Codes JEL/JEL Classification : C25, I1, O33.

Mots-clés : médecine génomique, accès à l'information, préférences, méthode des choix discrets

Keywords: genomic medicine, access to information, stated preferences, discrete choice experiment

*Laboratoire d'Économie de Dijon – Université Bourgogne Franche-Comté – Pôle d'Économie et de Gestion (christine.peyron@u-bourgogne.fr ; aurore.pelissier@u-bourgogne.fr); **Patient-Centered Research – Evidera Ltd (nicolas.krucien@evidera.com)

Nous remercions deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et leurs suggestions qui nous ont permis d'améliorer la première version de cet article. Cette recherche a bénéficié d'un financement de la région Bourgogne Franche-Comté, dans le cadre du Plan d'Actions Régional pour l'Innovation.

Reçu en mars 2020, accepté en décembre 2020.

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: Peyron, C., Pélissier, A. & Krucien, N. (2021). Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 65–84. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2044

La médecine génomique est fondée sur l'utilisation, pour le diagnostic ou le choix thérapeutique, de l'information contenue dans l'ensemble du génome des individus. Le développement de la médecine génomique s'accélère dans tous les systèmes de santé en raison à la fois de la baisse importante du coût du séquençage et de politiques publiques volontaires quant à la diffusion de cette innovation. Dans nombre de pays, des projets d'envergure sont mis en place ; on peut citer à titre d'exemple, *the Precision Medicine Initiative* (Reardon, 2015) aux USA, *the Melbourne Genomics Health Alliance* (Stark *et al.*, 2019) en Australie, *the 100,000 Genomes Project* du *National Health Service* (Turnbull *et al.*, 2018) au Royaume-Uni, ou encore *the China Precision Medicine Initiative* en Chine (Liu *et al.*, 2019). Ces projets ont pour ambition une intégration en routine du séquençage du génome dans la pratique clinique, en ciblant pour l'instant tout particulièrement les parcours de soins liés aux cancers et aux maladies rares. Les pouvoirs publics espèrent ainsi améliorer l'efficacité et l'efficience des prises en charge, mais veulent aussi répondre à des enjeux industriels forts. En France, le Plan France Médecine Génomique 2025 (PFMG 2025), lancé en 2016 (Aviesan, 2016) relève des mêmes objectifs : développer rapidement l'accès au séquençage haut débit sur le territoire national et garantir à la France une place dans une filière industrielle à forte compétitivité internationale. Deux premières plateformes de séquençage, installées en 2017 à Paris et à Lyon, ont déjà vocation à concrétiser ce développement et cette accessibilité.

L'étude présentée ici analyse les préférences de la population française concernant l'information génétique. Il s'agit plus précisément de savoir si la population française (*i*) est favorable ou non à un accès à tous les résultats possibles ; (*ii*) a des préférences quant à la personne ou la modalité qui définirait la liste des résultats accessibles ; (*iii*) est favorable ou non à un accès des chercheurs aux données génétiques personnelles. Pour répondre à ces questions, nous avons utilisé la méthode des choix discrets, très peu mobilisée, à notre connaissance, pour étudier les préférences de la population française vis-à-vis de la médecine génomique.

Après une revue des problématiques et des enjeux de l'accès aux informations génétiques (section 1), la suite de l'article s'organise ainsi : la section 2 présente l'expérience de choix discrets réalisée auprès d'un échantillon représentatif de la population française ; les résultats obtenus sont détaillés dans la section 3 et discutés dans

la section 4 ; la conclusion de l'article aborde les limites de cette étude mais aussi les perspectives qu'elle offre.

1. Les problématiques et enjeux pour la population d'un accès aux informations génétiques

La médecine génomique fait face à diverses interrogations, qui renvoient aux problématiques habituelles de l'information génétique, mais aussi à des interrogations spécifiques aux tests génétiques nouvelle génération, dès lors que ces tests rendent, techniquement et financièrement possible, le séquençage de l'ensemble des gènes d'un individu, et élargissent alors les résultats accessibles.

1.1. Une information complexe

La dimension génétique d'un diagnostic est en soi complexe pour un non spécialiste, et un premier ordre de difficulté tient aux connaissances des patients en génétique, souvent limitées, qui ne permettent pas toujours une bonne compréhension des résultats transmis. En effet, certains résultats déterminent avec certitude l'origine génétique d'une pathologie, d'autres, les résultats incertains, n'en donnent qu'une présomption. Des résultats peuvent concerner une pathologie avec des signes cliniques présents, d'autres indiquer une prédisposition pour une maladie future, encore asymptomatique. Les conséquences de tous ces résultats peuvent enfin s'étendre aux apparentés, ascendants, descendants ou enfants à naître. L'information génétique a une dimension intime et familiale, elle fait face à des conceptions très personnelles du destin ou de la destinée, et peut être en ce sens recherchée ou crainte selon les individus. La médecine génomique se heurtera plus fortement aux difficultés qui viennent d'être présentées, dès lors, comme l'annoncent les politiques dont elle fait l'objet, qu'elle s'orientera vers un accès plus systématique et pour tous (Clayes & Vialatte, 2014).

1.2. Des enjeux informationnels spécifiques avec le séquençage du génome

La médecine génomique doit de plus faire face à des problématiques spécifiques, relatives d'une part aux résultats accessibles avec un séquençage du génome, d'autre part à l'usage des données obtenues (Berg *et al.*, 2011 ; Inserm, 2008 ; Joly & Knoppers, 2014). Les résultats issus d'un séquençage de l'ensemble d'un génome ont des caractéristiques qui rendent encore plus difficile la délimitation des informations qui seront transmises et impliquent une attention accrue dans l'accompagnement des patients (Ormond

et al., 2010 ; Inserm, 2016). Les tests génétiques « traditionnels » ne ciblent que quelques gènes, *a priori* liés aux diagnostics envisagés et sélectionnés sur la base de preuves scientifiques avérées ou de présomptions fortes du généticien. Ces tests traditionnels permettent d'apporter au patient une réponse sur la dimension génétique de la pathologie pour laquelle le test a été prescrit et quasi exclusivement sur elle.

Avec le séquençage nouvelle génération de l'ensemble du génome, des informations dites additionnelles peuvent être disponibles (Houdayer *et al.*, 2019). Ces informations additionnelles, sans lien avec la pathologie ayant justifié le séquençage, sont appelées soit « données incidentes » lorsqu'elles sont découvertes fortuitement lors de la lecture des séquences, soit « données secondaires » lorsqu'elles sont recherchées volontairement. Elles permettent d'évaluer la prédisposition du patient à d'autres pathologies qui se déclareront ou pourraient se déclarer dans le futur, pour lui, pour ses apparentés, pour ses enfants à naître. Ces pathologies peuvent être curables ou incurables, gérables ou pas par des comportements préventifs. À titre d'exemples, sans l'avoir explicitement recherché, les résultats indiqueront avec certitude la survenue prochaine d'une pathologie comme la maladie de Huntington ou montreront un risque élevé de maladies cardiovasculaires, de diabète, de certains cancers (Green *et al.*, 2013). Les données additionnelles peuvent aussi concerner la pharmacogénétique et donc préciser la réponse du patient à des traitements médicamenteux. La médecine génomique s'inscrit de ce fait dans la médecine dite prédictive et préventive (Hood & Friend, 2011). La présence de données secondaires ne s'observe aujourd'hui que dans une proportion assez faible de démarches diagnostiques mobilisant un séquençage haut débit. On peut estimer que 2 % de ces démarches seraient concernées. Toutefois ce chiffre pourrait s'accroître avec l'évolution des technologies et des connaissances. Les interrogations que ces données soulèvent pour les praticiens restent majeures (Parker, 2008 ; Héron & Gargiulo, 2009 ; van El *et al.*, 2013). Elles obligent à réexaminer la problématique déjà difficile de l'accès du patient aux résultats d'un test génétique (Nzale *et al.*, 2020 ; Plan National Maladies Rares 3, 2018). Que la technologie existe, qu'elle soit de plus en plus performante et financièrement acceptable, qu'elle fournisse au généticien un champ d'informations prometteur n'impliquent pas forcément que tous les résultats possibles soient communiqués au patient, ni qu'ils soient recherchés.

Une deuxième problématique plus spécifique à la médecine génomique concerne l'utilisation pour la recherche des prélèvements biologiques et des données génétiques des patients. Les avancées en génomique passent par l'exploitation d'énormes bases de données, constamment alimentées par de nouvelles données individuelles et par la création de biobanques. Le PFMG prévoyait par exemple de produire plusieurs dizaines de pétaoctets de données par an d'ici 2021 (Aviesan, 2016). Ces bases de données ont à respecter des règles de confidentialité alors que la séquence génomique d'un individu, souvent complétée de données phénotypiques et cliniques, peut être identifiante. Ces biobanques ne seront productives de connaissances que si elles sont largement partagées (y compris au niveau international), accroissant ainsi la possibilité d'interpréter des événements génétiques rares. Elles seront d'autant plus fécondes que leurs données seront accessibles non seulement pour des projets de recherche en cours mais aussi pour des projets futurs, non précisément définissables aujourd'hui.

1.3. Des recommandations et des réglementations nationales

Qu'il s'agisse de la diffusion des résultats ou de l'utilisation des données génétiques, chaque pays a mis au point des règles et des procédures pour définir le consentement des patients et son périmètre. L'American College of Medical Genetics and Genomics (ACMG) recommande depuis 2013 de rechercher, lors de tout séquençage du génome, les variations pathogènes d'une liste préétablie de gènes, sauf si le patient s'y oppose (Green *et al.*, 2013). 59 gènes, sans relation directe avec l'indication initiale sont aujourd'hui examinés (Kalia *et al.*, 2017) ; ils sont considérés comme médicalement « actionnables », c'est-à-dire que leurs variations pathogènes entraînent un risque accru d'une maladie mais pour laquelle il existe une prévention ou un traitement.

En France les pratiques de divulgation des données additionnelles restent hétérogènes. L'arrêté du 27 mai 2013 définit les règles de bonnes pratiques applicables à l'examen des caractéristiques génétiques d'une personne à des fins médicales (voir annexe 1). En termes de résultats à communiquer par le généticien, le patient peut manifester sa volonté de ne pas être destinataire du diagnostic et, concernant les données additionnelles, la législation n'est pas en faveur de la transmission d'informations autres que celle initialement recherchée pour laquelle le patient a consenti à la réalisation de l'examen.

Récemment, un groupe de travail de l'Agence de la Biomédecine s'est prononcé contre une analyse systématique de données secondaires dans une liste préétablie de gènes sans lien avec l'indication initiale (Isidor *et al.*, 2018) et recommande de juger de la communication de données incidentes en réunion de concertation pluridisciplinaire diagnostique, avec l'utilité clinique comme critère. De façon très opérationnelle, en l'état actuel des textes réglementaires, les deux plateformes de séquençage à haut voire très haut débit déjà installées ne vont transmettre ni données incidentes ni données secondaires dans la phase initiale de leur mise en place.

En France, les chercheurs doivent obtenir le consentement des patients pour disposer de leurs données pour des projets de recherche définis et vérifier qu'ils n'ont pas d'opposition à cet usage dans le cas où le projet évoluerait. Cette dernière disposition assouplit les obligations du chercheur qui utilise des biobanques. Le patient informé des projets auxquels ses données contribuent peut toutefois se retirer d'un projet de recherche à tout moment et sans justification (Noiville, 2019). À l'inverse en Grande-Bretagne, le consentement à l'usage des données est donné une fois pour toute et définitivement.

La mise en perspective des ambitions sanitaires, scientifiques et économiques du PFMG 2025, des règles juridiques actuelles et de l'hétérogénéité des pratiques laissent escompter que les pouvoirs publics sont toujours en quête de modalités pour permettre l'essor de la médecine génomique en préservant l'intérêt général tout comme la protection des individus. La complexité des enjeux de la génomique ne devrait pas évacuer un débat public : le développement de cette « nouvelle » médecine devrait être en phase avec les valeurs privilégiées par la population.

1.4. Mieux connaître les attentes des usagers potentiels

Des synthèses de travaux publiés et de perspectives de recherche (Berger & Olson, 2013 ; Rogowski *et al.*, 2015) identifient des pistes dont les économistes devraient se saisir pour mieux contribuer à l'évaluation de la médecine génomique et aux questions qu'elle pose à ses bénéficiaires, à ses promoteurs et à ses régulateurs. Une de ces pistes est d'évaluer les préférences et les attentes des patients/citoyens. Mieux connaître leurs préférences quant aux résultats qu'ils attendent, ou savoir s'ils sont prêts à contribuer à la constitution des indispensables biobanques, permettrait de mieux mesurer l'apport spécifique que pourraient avoir des stratégies de développement comme le PFMG 2025

et la possibilité d'une avancée des connaissances par la mise à disposition de données génétiques des patients.

Certains économistes se sont déjà intéressés aux préférences des patients face aux résultats des tests génétiques. Leurs recherches relèvent soit d'approches qualitatives (entretiens, focus groupes), soit d'approches plus quantitatives (enquêtes par questionnaire, méthode de révélation des préférences). Elles fournissent des valeurs moyennes sur l'attitude face aux tests génétiques en population générale (Henneman *et al.*, 2013) ou pour certains types de patients : femmes enceintes (Ormond *et al.*, 2009), patients avec différents niveaux de risque (Bränström *et al.*, 2012), parents en attente de diagnostic pour leur enfant (Townsend *et al.*, 2012). Les conclusions de ces recherches font apparaître une attitude générale favorable aux tests génétiques, des résultats attendus positivement et la revendication d'être pleinement acteur dans les choix d'accès aux tests ou aux résultats. Dans les recherches qui s'intéressent plus spécialement à des tests génomiques, l'attention est souvent focalisée sur la décision d'accéder aux données non sollicitées. Les résultats montrent très systématiquement une nette majorité en faveur de la diffusion des résultats non sollicités, majorité un peu plus faible mais persistante lorsque les données non sollicitées correspondent à des pathologies incurables (Shahmirzadi *et al.*, 2014 ; Fernandez *et al.*, 2014 ; Gray *et al.*, 2016).

Si la grande majorité de ces études ont abordé les préférences de patients déjà pris en charge en génétique, quelques autres études se sont intéressées aux préférences de la population générale (Henneman *et al.*, 2013 ; Marshall *et al.*, 2016 ; Facio *et al.*, 2013 ; Regier *et al.*, 2019). La particularité des systèmes de santé nationaux, des valeurs et des préférences sociétales, font que l'acceptabilité de la génomique et ses implications ne sont pas forcément identiques selon les pays. Toutefois ces thématiques restent assez peu abordées par les économistes de la santé, encore plus rarement en France : des évaluations économiques des prises en charge en génomique commencent à être publiées (Marino *et al.*, 2018) ou sont en cours, mais aucune étude n'aborde la question de la demande et des préférences de la population française concernant l'information génétique potentiellement accessible. Quelques publications portent sur les préférences de patients français déjà pris en charge en génomique (Peyron *et al.*, 2018), mais elles ne permettent pas d'ouvrir une réflexion plus large sur les attentes et l'acceptabilité de ces informations en population générale.

2. Des choix discrets pour révéler les préférences pour l'accès à l'information génétique

Les préférences de la population française vis-à-vis de l'accès à l'information génétique sont ici estimées dans le cadre d'une enquête en ligne, réalisée avec un institut de sondage (le CSA), auprès d'un échantillon représentatif.

L'enquête comporte une série de questions sur diverses caractéristiques du répondant et une partie correspondant à une expérience de choix discrets. Le contexte donné à cette expérience est un contexte de soin : les répondants doivent se projeter dans une prise en charge médicale au cours de laquelle ils ont à faire un test génétique pour diagnostiquer la pathologie dont ils souffrent, mais plusieurs tests étant disponibles, ils doivent choisir celui qui leur conviendrait le plus.

La méthode des choix discrets (encadré 1) est largement utilisée en économie de la santé pour étudier les préférences individuelles (Clark *et al.*, 2014) mais, à notre connaissance, pas encore pour étudier les préférences de la population française vis-à-vis de la médecine génomique. Pour construire cette expérience de choix discrets, définir les attributs des tests proposés et leurs valeurs, construire les scénarios et choisir le plan d'expérience, nous avons suivi les recommandations méthodologiques actuelles (Bridges *et al.*, 2011 ; Johnson *et al.*, 2013 ; Kløjgaard *et al.*, 2012 ; Louvière & Lancsar, 2009).

2.1. Choix des attributs et de leurs niveaux

Bien qu'il n'y ait pas vraiment de règles précises dans le choix du nombre des attributs et de leurs

niveaux, cette étape est reconnue comme cruciale pour la validité de l'expérience (Kløjgaard *et al.*, 2012). Conformément au cadre théorique de l'utilité multi-attributs, chaque attribut doit avoir une réelle importance pour les répondants, afin qu'ils puissent faire des arbitrages compensatoires entre les valeurs de tous les attributs (Lancsar & Louvière, 2008). Les attributs doivent couvrir toutes les dimensions pertinentes du bien proposé mais leur nombre doit rester limité : en effet, l'expérience de choix peut être complexe sur le plan cognitif, et cette complexité augmente avec le nombre d'attributs¹. Il faut ensuite déterminer les niveaux appropriés de chaque attribut. Ils doivent pouvoir correspondre à des valeurs pertinentes, avec des écarts à la fois assez significatifs pour que des choix puissent être faits, mais pas trop importants afin qu'un niveau ne soit pas *a priori* dominant (Lancsar & Louvière, 2008). Il est enfin nécessaire que les attributs et leurs niveaux soient formulés, voire expliqués, afin que les répondants comprennent leur contenu d'une manière claire et univoque. C'est une contrainte générale pour tout questionnaire auto-administré mais une contrainte ici plus forte : en effet, dans une expérience de choix discrets, les valeurs proposées (voire le contexte de choix) peuvent être très hypothétiques, éloignées des connaissances ou des pratiques réelles du répondant.

Les préconisations récentes insistent sur la nécessité d'une démarche qualitative et sur les pré-tests pour conforter le choix des attributs et de leurs valeurs (Coast *et al.*, 2012 ; Drummond

1. Marshall *et al.* (2010) estiment que 70 % des expériences de choix discrets incluent entre 3 et 7 attributs, et principalement 4 ou 6 attributs.

ENCADRÉ 1 – La méthode des choix discrets (MCD)

La méthode des choix discrets, MCD (ou *discrete choice experiment*, DCE), est une méthode de révélation de préférences fondée sur le concept de choix hypothétiques. Elle a été développée dans les années 70 avec les travaux de Daniel McFadden (McFadden, 1974). McFadden a notamment apporté une formulation mathématique au modèle de maximisation de l'utilité aléatoire (*random utility maximization*, RUM) (Manski, 1977). RUM est un modèle comportemental décrivant comment les agents sont supposés effectuer leurs choix parmi un ensemble d'options fini et dénombrable (*discrete choices*). Il se fonde sur trois théories : (1) la théorie de l'utilité aléatoire selon laquelle l'utilité qu'un agent retire de la consommation d'un bien ne peut être pleinement observée (Böckenholt, 2006) ; (2) la théorie de l'utilité multi-attributs selon laquelle l'utilité provient des caractéristiques du bien plutôt que de la quantité du bien en elle-même (Lancaster, 1966) ; (3) la théorie des préférences révélées selon laquelle les agents choisissent l'option leur procurant le plus grand niveau d'utilité (Samuelson, 1938 ; 1948).

La MCD consiste à présenter des situations hypothétiques de choix entre plusieurs options qui combinent plusieurs caractéristiques (ou attributs), parmi lesquelles les participants indiquent celle qu'ils préfèrent. Par exemple, la décision de consulter un médecin pourrait être influencée par le délai d'attente pour obtenir un rendez-vous, le temps passé en salle d'attente, le coût de la consultation. Différentes valeurs ou niveaux sont attribués à chacune de ces caractéristiques. En utilisant la méthodologie des plans d'expérience, ces différentes valeurs sont combinées pour former des épreuves de choix. La première épreuve pourrait être composée d'une option A pour une consultation dans 3 jours qui coûte 20 euros avec un temps d'attente de 45 minutes et d'une option B pour une consultation dans la journée qui coûte 30 euros avec un temps d'attente de 60 minutes. Étant donné que les options diffèrent dans leur composition, les participants sont amenés à effectuer des arbitrages entre délai, coût et temps d'attente lors des épreuves successives. Ces arbitrages fournissent l'information nécessaire pour la modélisation des préférences individuelles.

et al., 2015). Dans cette logique, nous avons d'abord déterminé les attributs envisageables ainsi que leurs différents niveaux possibles à partir d'une revue exhaustive de la littérature sur les enjeux actuels de la génétique, sur les questions éthiques et juridiques aujourd'hui soulevées, sur les interrogations des professionnels quant à la diffusion des résultats ainsi que sur la perception de l'information génétique par les patients et le grand public. Les attributs et leurs niveaux ont ensuite été examinés et débattus au sein d'un groupe d'experts tous concernés par la génomique, deux généticiens, un biologiste, un médecin de santé publique et un sociologue de la santé. Ils ont également été soumis à des répondants dans la phase de pré-test de l'enquête, détaillée dans la partie présentant le questionnaire et sa construction.

Quatre attributs ont été finalement retenus (tableau 1) :

- *Décision* (la personne qui décide des résultats communiqués) : l'identité de la personne qui décide renvoie au débat en génomique sur la capacité décisionnelle du patient, sur le transfert de la décision à l'expert qu'est le généticien (avec des comportements qui peuvent aller d'une prise de décision partagée à un paternalisme *a*

priori bienveillant) mais aussi sur l'existence possible de règles collectives qui s'imposeraient, à l'identique ou pas, à tous les patients. Nous avons choisi quatre possibilités qui illustrent ce débat : le médecin décide seul après échange avec son patient ; le patient prend seul la décision après échange avec son médecin ; des règles collectives, inscrites dans la loi, définissent les résultats à rendre ; des décisions locales et spécifiques à chaque patient déterminent ce qui lui sera transmis.

- *Résultats* (le périmètre de ces résultats) : comme nous l'avons mentionné plus haut, l'information génétique est complexe, et le séquençage haut débit peut mettre en évidence des mutations génétiques qui causent ou vont causer d'autres pathologies que celle pour laquelle le test est prescrit et qui pour l'instant sont asymptomatiques. Nous avons volontairement limité le choix en le concentrant sur la possibilité de connaître ou non ses prédispositions, sur des pathologies actionnables ou non (nous avons donc évacué dans la formulation le fait que les résultats pourraient aussi concerner les apparentés et que le lien entre mutation et pathologie puisse être plus ou moins certain compte tenu de l'état des connaissances).

Tableau 1 – Les attributs et leurs niveaux

Attributs	Niveaux des attributs	Abbréviation
<i>Décision</i> « Qui doit décider des résultats rendus ? »	A. Mon médecin décide, après discussion avec moi	'Médecin'
	B. Je décide, après discussion avec mon médecin	'Moi'
	C. La loi décide et la même règle s'applique à tout le monde	'La loi'
	D. Un comité d'éthique local (composé de médecins, juristes, philosophes, représentants de patients, ...) décide après avoir examiné mes résultats	'Comité'
<i>Résultats</i> « Quels résultats me seront rendus ? »	A. Uniquement les résultats liés à ma maladie actuelle	'Maladie'
	B. Les résultats liés à ma maladie actuelle + mes prédispositions à toutes les maladies que l'on peut traiter ou prévenir	'Actionnables'
	C. Les résultats liés à ma maladie actuelle + mes prédispositions à certaines maladies que l'on peut traiter ou prévenir et dont la liste a été fixée nationalement par des généticiens	'Liste'
	D. Les résultats liés à ma maladie actuelle + mes prédispositions à toutes les maladies que l'on peut traiter ou prévenir + mes prédispositions aux maladies actuellement sans traitement	'Tous'
<i>RAC (Reste à Charge)</i> « Quelle somme va rester entièrement à ma charge ? » (en euros)	1, 40, 90, 160	
<i>Prélèvement</i> « Que fera-t-on de mon prélèvement de sang ? »	A. Mon prélèvement sera réanalysé pour moi (avec l'évolution des connaissances, de nouveaux résultats sont possibles) et utilisé anonymement pour la recherche médicale	'Pour moi et pour la recherche'
	B. Mon prélèvement sera utilisé anonymement pour la recherche médicale	'Pour la recherche'
	C. Mon prélèvement sera réanalysé pour moi (avec l'évolution des connaissances, de nouveaux résultats sont possibles)	'Pour moi'
	D. Aucune utilisation après mon test, mon prélèvement n'est pas conservé	'Aucune'

Note : les niveaux notés A sont les valeurs de référence pour les choix associés à des variables qualitatives. Le reste à charge est une variable continue.

- *RAC* (le reste à charge) : le coût à la charge du patient permet d'appréhender la sensibilité à un paiement hypothétique. Un tel attribut est nécessaire pour pouvoir ensuite calculer des dispositions à payer. La borne supérieure est une approximation du coût du test, actuellement supporté par les centres de génétique mais non facturé aux patients. La borne inférieure est la quasi-gratuité, reflétant la situation actuelle dans le cadre d'une prescription dans un service hospitalier de génétique.

- *Prélèvement* (l'utilisation du prélèvement biologique fait pour le test) : la gestion du prélèvement prévoit soit sa destruction, soit sa réanalyse ultérieure mais uniquement pour la prise en charge du patient, soit sa mise à disposition uniquement à des chercheurs, soit qu'il puisse simultanément être réutilisé pour le patient et pour la recherche.

2.2. Plan d'expérience et construction des épreuves de choix

La méthode des choix discrets nécessite également de construire des épreuves de choix, c'est-à-dire des options alternatives combinant les niveaux possibles des attributs (i.e. les scénarios), qui seront soumises par paire au choix des répondants. Pour cela, un plan d'expérience orthogonal intégrant les effets principaux (*orthogonal main effects plan*) a été conduit avec le logiciel Ngene (ChoiceMetrics Pty Ltd, New South Wales, Australia), aboutissant à 16 paires de scénarios. Pour limiter le nombre d'épreuves proposées à chaque répondant, ces 16 choix ont été répartis aléatoirement dans deux versions du questionnaire (chacune contenant donc huit choix successifs). Les choix devaient être faits entre deux scénarios dits non labellisés, appelés

« Test A » et « Test B »². Un exemple d'épreuve de choix est donné Figure I.

Pour le questionnaire en ligne, la mise en forme et la formulation ont visé à la fois à donner assez d'informations sur les tests génétiques et leurs enjeux pour un bénéficiaire potentiel et à faciliter l'épreuve cognitive que représente une expérience de choix discrets. Notamment, le questionnaire a été pré-testé deux fois, dans le cadre d'entretiens semi-directifs, après le remplissage en autonomie du questionnaire, dans les conditions de l'enquête (encadré 2).

2.3. Modélisation et estimation des préférences

L'analyse des données issues de l'expérience de choix discrets repose sur le modèle de maximisation de l'utilité aléatoire (*random utility maximization*). Selon l'hypothèse d'utilité aléatoire, l'utilité U qu'un individu n retire de l'option j possède une composante observable V et une composante inobservable ϵ . Selon l'hypothèse d'utilité multi-attributs, la composante observable est une fonction des caractéristiques de l'option X_{jk} et des préférences individuelles pour ces caractéristiques β_{nk} . En raison de la composante inobservable, la modélisation porte sur la probabilité P de choisir l'option

2. Nous n'avons pas proposé une option de « non choix » (opt-out option) dans cette expérience. D'une part, le contexte hypothétique dans lequel nous demandons aux répondants de se situer est celui d'une prise en charge médicale dans laquelle ils vont forcément bénéficier d'un test génétique et leur choix ne porte que sur les caractéristiques de ce test. Nous pouvons donc considérer que ne pas choisir ces caractéristiques implique de laisser cette décision à d'autres, ce qui correspond à des options proposées. D'autre part, dans une expérience de choix discrets, laisser la possibilité de ne pas choisir n'induit que de petites différences dans les estimations (Fiebig et al., 2005), alors que le choix forcé peut conduire à des réponses plus réfléchies et à des données de meilleure qualité (Veldwijk et al., 2014).

Figure I – Un exemple d'épreuve de choix

	Test A	Test B
Qui doit décider des résultats rendus ?	<u>Mon médecin</u> décide, après discussion avec moi	<u>Un comité d'éthique local</u> (composé de médecins, juristes, philosophes, représentants de patients, ...) décide après avoir examiné <u>mes résultats</u>
Quels résultats me seront rendus ?	Les résultats liés à ma maladie actuelle + <u>mes prédispositions à toutes les maladies que l'on peut traiter ou prévenir</u>	<u>Uniquement les résultats liés à ma maladie actuelle</u>
Quelle somme va rester entièrement à ma charge ?	<u>1 €</u>	<u>40 €</u>
Que fera-t-on de mon prélèvement de sang ?	Mon prélèvement sera <u>utilisé anonymement pour la recherche médicale</u>	Mon prélèvement sera <u>réanalysé pour moi</u> (avec l'évolution des connaissances, de nouveaux résultats sont possibles) et <u>utilisé anonymement pour la recherche médicale</u>
Je préfère le test Cliquez dans la case correspondante	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

ENCADRÉ 2 – Le questionnaire et sa construction

Le questionnaire comporte quatre parties :

- la première porte sur les caractéristiques individuelles qui permettent de stratifier l'échantillon en fonction de six critères : sexe, classe d'âge, catégorie socio-professionnelle, région d'habitation, taille de l'agglomération et taille du ménage ;
- la deuxième partie introduit le sujet de la génétique avec des questions permettant de fournir au répondant des informations sur la génétique, la notion de prédisposition et les résultats possibles d'un test génétique ;
- la troisième partie du questionnaire (dont les résultats sont présentés dans l'article) correspond à l'expérience de choix discrets. Après avoir demandé au répondant de se placer dans une situation de soins où il avait à faire un test génétique mais où il pouvait choisir ce test, huit épreuves de choix successives, chacune entre deux configurations du test, lui sont proposées ;
- la quatrième et dernière partie du questionnaire porte sur l'expérience de choix discrets que le répondant vient de réaliser (intérêt, difficulté, item préféré), sur son attitude générale face aux soins et aux innovations thérapeutiques et sur ses connaissances en génétique.

Le questionnaire a été pré-testé auprès de 21 personnes pour le premier pré-test et 14 pour le second. L'échantillon des pré-testeurs est un échantillon empirique recruté afin de pouvoir couvrir les tranches d'âge 18-49 ans et 50-70 ans, ainsi que des niveaux de diplômes allant de l'absence de diplôme au diplôme post-bac. Lors de ces deux pré-tests, que nous avons nous-mêmes réalisés, les répondants ont rempli l'enquête en ligne puis la passation a fait l'objet d'un échange à partir d'une grille d'entretien. Nous avons plus particulièrement examiné le temps de réponse au questionnaire, l'acceptabilité globale de l'enquête, l'ergonomie du questionnaire en ligne, la compréhension des questions et l'apport des explications sur la génétique, sur les attributs et sur les choix demandés, accessibles en cliquant sur des liens au fil du questionnaire. Le premier pré-test nous a surtout amenés à retravailler les formulations, à la fois pour bien expliquer le contexte dans lequel les choix hypothétiques devaient être faits par les répondants (i.e., dans le cadre d'un test qui devait être réalisé pour une prise en charge médicale), pour que les attributs soient bien différenciés, et pour que les liens soient réellement facilitants. Le deuxième pré-test a permis de vérifier que les reformulations effectuées à l'issue du premier pré-test ne soulevaient pas de difficultés.

$P_{nj} = \exp(V_{nj}) / \sum_{nj} \exp(V_{nj})$. En pratique, V est fréquemment supposée être additive dans ses arguments et linéaire dans ses paramètres ($V_{nj} = \sum_k \beta_{nk} X_{nj,k}$) et ε être distribuée indépendamment et identiquement comme une valeur extrême de type I ($\varepsilon_{nj} \sim iid EV1$). Cette spécification conduit alors à un modèle de choix multinomiaux de type régression logistique (Train, 2009). L'intérêt de cette modélisation économétrique est de pouvoir analyser la variabilité, au sein de l'échantillon, de l'impact des attributs et de leurs valeurs. Cet objectif répond à une hypothèse d'hétérogénéité des préférences vis-à-vis des valeurs des attributs. Les paramètres du modèle β mesurent l'utilité marginale d'un changement dans la valeur des attributs. La composante observable est une fonction des niveaux des attributs X_{jk} et des préférences individuelles pour ces caractéristiques β_{nk} .

Le vecteur des paramètres, β , n'est alors plus supposé fixe. La variabilité inter-individuelle des paramètres est estimée dans le cadre d'une distribution (ici supposée normale, voir Hauber *et al.*, 2016) dont on peut alors estimer la moyenne μ et la variance σ^2 . Le modèle comporte une constante, β_0 , que l'on associe au scénario présenté à gauche dans les épreuves des choix. Il s'agit à la fois de mesurer un biais systématique, et d'éviter de possibles

problèmes d'identifications des effets lorsque tous les paramètres sont aléatoires.

2.3.1. Estimation des préférences

Dans notre expérience, la composante déterministe V est supposée linéaire dans ses paramètres et additive dans ses arguments. Elle s'écrit :

$$\begin{aligned} V_n = & \beta_0 + \beta_{n1} * \text{Résultats-Actionnables} \\ & + \beta_{n2} * \text{Résultats-Liste} + \beta_{n3} * \text{Résultats-Tous} \\ & + \beta_{n4} * \text{Décision-Moi} + \beta_{n5} * \text{Décision-La Loi} \\ & + \beta_{n6} * \text{Décision-Comité} + \beta_{n7} * \text{Prélèv.-} \\ & \text{Pour la recherche} + \beta_{n8} * \text{Prélèv.-Pour moi} \\ & + \beta_{n9} * \text{Prélèv.-Aucune} + \beta_{n10} * \text{RAC} \end{aligned}$$

À l'exception de l'attribut monétaire RAC , intégré comme une variable continue, toutes les variables sont introduites sous forme de variables muettes (le niveau de référence est exclu de l'équation estimée). Les valeurs de références, exclues de l'équation, sont donc : *Résultats-Aucun*, *Décision-Mon médecin*, *Prélèvement-Pour moi* et pour la recherche.

Les paramètres aléatoires du modèle ($\beta_{n1}, \dots, \beta_{n9}$) sont supposés normalement distribués avec une matrice de variance-covariance diagonale ($\beta_{nk} \sim N(\mu_k, \sigma_k)$). Les préférences pour RAC sont supposées suivre une loi log-normale afin de contraindre tous les individus à avoir des préférences non positives pour une augmentation du prix.

La fonction de log-vraisemblance du modèle s'écrit :

$$SLL = \sum_n \sum_j d_{nj} \ln \left(\frac{1}{R} \sum_r P_{nj|\beta_r} \right)$$

où $d_{nj} = 1$ lorsque l'individu n choisit l'option j et 0 dans les autres cas. Cette fonction nécessite d'être optimisée par simulation (*simulated log-likelihood*, *SLL*). Pour cette étude, 1 000 tirages de type Halton ont été effectués ($R = 1\ 000$). Le processus d'optimisation a été initié à partir de 20 différents ensembles de valeurs de départ afin de tester la robustesse des résultats.

2.3.2. Calcul des dispositions à payer

L'existence d'un attribut monétaire (*RAC*) dans notre fonction d'utilité permet de calculer des dispositions à payer (*DAP*) pour les différents attributs. Dans le cas d'une fonction d'utilité linéaire additive, les paramètres de la fonction correspondent à l'utilité marginale de chaque niveau d'attribut k et le rapport entre ces paramètres mesure les taux marginaux de substitution.

$$DAP_k = \frac{\partial V / \partial X_k}{\partial V / \partial RAC} = \frac{\beta_{nk}}{\beta_{n10}}$$

Le rapport entre un paramètre et le coefficient de l'attribut *RAC* peut donc s'interpréter comme une disposition marginale à payer, c'est-à-dire comme le montant maximum que les individus seraient prêts à payer afin d'améliorer un attribut d'une unité.

Quelle que soit la méthode d'estimation, les paramètres estimés s'interprètent comme la variation de l'utilité associée au passage de la valeur de référence d'un attribut à la valeur considérée de ce même attribut. Les préférences seront hétérogènes vis-à-vis d'un niveau d'un attribut lorsque l'écart-type du coefficient associé à cette valeur sera significativement différent de zéro.

Une fois les paramètres de la distribution des préférences estimés, il est possible de représenter visuellement l'hétérogénéité des préférences en simulant la distribution des préférences à l'aide de tirage aléatoires dans la loi correspondante (dans ce cas, le nombre de tirages est égal au nombre de répondants) et de représenter la distribution à l'aide d'une courbe de densité avec estimation par noyau (*Kernel density estimation*).

3. Les choix collectés et l'estimation des préférences sociétales

3.1. L'échantillon et sa perception de l'expérience de choix discrets

L'enquête a été envoyée (entre le 28 septembre et le 13 octobre 2017) sous forme d'un lien internet

à un panel du CSA. Le recrutement des répondants devait aboutir à un échantillon représentatif de la population française, stratifié par sexe, âge, catégorie socio-professionnelle, taille du foyer et localisation. 4 380 individus ont cliqué sur ce lien internet. 1 011 d'entre eux n'ont pas été intégrés dans l'échantillon car ils étaient hors quotas et 868 individus n'ont pas terminé le questionnaire, principalement dès le début du questionnaire pour 61 % d'entre eux, puis au début de la partie consacrée à l'expérience de choix discrets pour 28 %. L'échantillon final comprend 2 501 individus, âgés de 18 à 70 ans et est représentatif de la population française (leurs caractéristiques sont données en annexe 2, tableau A2-1).

La méthode des choix discrets est encore peu fréquente, et demande un effort cognitif plus important que les enquêtes traditionnelles, d'autant plus que le sujet même de l'étude est d'un abord un peu ardu. Une part importante des répondants (60.8 %) ont effectivement trouvé ces choix toujours ou globalement difficiles. Toutefois, lorsqu'il s'est agi d'associer un qualificatif à la situation hypothétique de choix dans laquelle l'enquête les a mis, les répondants l'ont déclarée : surprenante à 15.2 %, compliquée à 24.2 % mais intéressante à 44.4 %, et ils se sont largement inscrits dans la logique impliquée par la méthode des choix discrets, dans laquelle les attributs doivent pouvoir faire l'objet d'arbitrage pour le répondant. Si un attribut ou une valeur dominant tous les autres, la fonction même d'utilité multi-attributs n'a plus de sens et les estimations des préférences non plus. 66 % des répondants déclarent qu'aucun des quatre attributs n'a déterminé à lui seul leur choix. Pour les autres, l'attribut qui a été dominant n'est systématiquement que pour 24.5 % d'entre eux et surtout cet attribut dominant varie selon les individus (*Décision* pour 38.2 %, *Résultats* pour 28.8 % et *RAC* pour 24.9 %). Lorsque les répondants déclarent qu'un attribut a été mis de côté pour faire les choix, c'est « rarement » à 58.8 % et « toujours » à 41.2 %. Les attributs qui auraient peu participé au choix sont alors le reste à charge (47 %), l'utilisation du prélèvement (25.5 %), suivis par l'identité du décideur (15.5 %) et les résultats (11.9 %). Ces résultats sont détaillés en annexe 2 (tableau A2-2).

3.2. Des préférences parfois hétérogènes mais favorables à un accès à l'information génétique

Les résultats obtenus en estimant la fonction d'utilité sont présentés dans le tableau 2.

Tableau 2 – Résultats des estimations (logit mixte)

	Paramètres de la distribution des préférences			Disposition à payer (en euros)		
	μ (SE)	σ (SE)	% de répondants avec une préférence négative	Moyenne	Intervalle de confiance à 95 %	
Constante	0.235*** (0.021)					
<i>Résultats – Liés à ma maladie actuelle (Réf.)</i>						
Réf. + mes prédispositions à des maladies actionnables	0.812*** (0.043)	0.000 (0.093)	0	26.24	22.85	29.63
Réf. + mes prédispositions dans une liste fixe de maladies	0.759*** (0.045)	0.012 (0.124)	0	24.52	23.13	27.91
Réf. + toutes mes prédispositions	0.881*** (0.040)	0.154 (0.208)	0	28.47	25.05	31.88
<i>Décision – Mon médecin (Réf.)</i>						
Moi	0.547*** (0.040)	0.497*** (0.094)	13.5	17.67	14.14	21.20
La loi	-0.509*** (0.046)	0.988*** (0.058)	69.7	-16.44	-20.35	-12.54
Un comité d'éthique	-0.770*** (0.041)	0.261 (0.182)	100	-24.87	-28.31	-21.43
<i>Prélèvement – Pour moi et pour la recherche (Réf.)</i>						
Pour la recherche	-0.479*** (0.041)	0.791*** (0.062)	72.7	-15.47	-19.21	-11.75
Pour moi	-0.279*** (0.045)	-0.030 (0.087)	100	-9.020	-12.41	-5.63
Aucune utilisation	-0.655*** (0.045)	1.014*** (0.055)	74.1	-21.17	-25.1	-17.23
RAC	-5.319*** (0.080)	1.920*** (0.089)	100			
Observations	20 008	Log-likelihood (model) : -11 106 Bayesian Information Criterion (BIC) : 22 420				
Répondants	2 501					
Paramètres	20					

Notes : *** significatif à 1 %. μ pour moyenne, σ pour écart-types et SE pour erreur-type. Les dispositions à payer (DAP) sont données en valeur moyenne et dans un intervalle à 95 %. Un signe positif d'une disposition à payer indique que les répondants seraient disposés à payer ce montant pour bénéficier du niveau de cet attribut et conserver le même niveau d'utilité, et un signe négatif, le montant qu'ils devraient obtenir pour supporter ce niveau d'attribut sans baisse d'utilité. Les intervalles de confiance pour les DAP ont été calculés à l'aide de la méthode Delta en suivant la procédure expliquée dans Bliemer & Rose (2013).

Tous les effets moyens sont significatifs au seuil de 1 %, indiquant que les quatre attributs du test ont été pris en compte par les participants lorsqu'ils ont choisi le test qu'ils préféreraient. Pour chaque attribut qualitatif, le passage de la valeur de référence à une autre modalité fait toujours varier l'utilité.

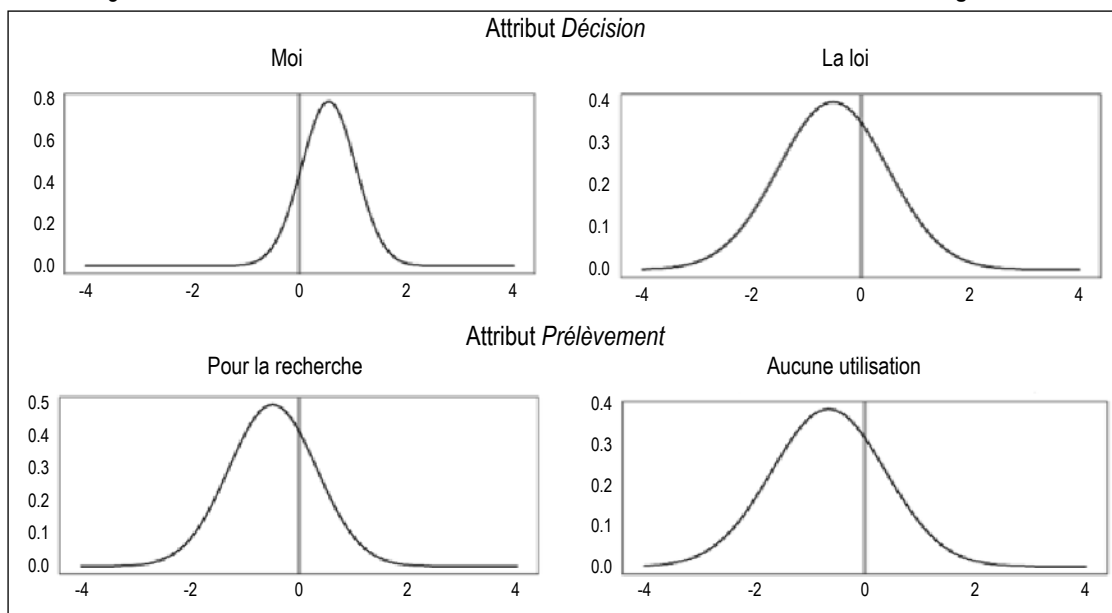
Les coefficients associés aux différents niveaux des attributs qualitatifs ne sont pas tous aléatoires. On ne peut accepter une hypothèse d'hétérogénéité pour aucun des niveaux de l'attribut *Résultats*, ni pour le niveau 'Comité' de l'attribut *Décision*, ni pour le niveau 'Pour moi' de l'attribut *Prélèvement*. Néanmoins, pour les autres niveaux d'attributs (les niveaux 'Moi' et 'Loi' de l'attribut *Décision*, tous les niveaux de l'attribut *Prélèvement* et le *RAC*), l'hypothèse d'une hétérogénéité des préférences est validée. La dispersion dans l'échantillon de chacun des coefficients aléatoires est représentée

visuellement à l'aide de courbes de densité (figure II).

Pour l'attribut *Résultats*, les coefficients sont positifs et significatifs pour les trois niveaux : accéder à d'autres résultats que ceux uniquement en lien avec la pathologie initiale fait systématiquement croître l'utilité du test génétique. Le périmètre des résultats additionnels communiqués joue néanmoins sur l'augmentation de l'utilité. Ainsi, l'augmentation la plus importante a lieu lorsque toutes les prédispositions, actionnables ou pas, sont communiquées. Lorsque les données additionnelles ne sont accessibles que sur des pathologies actionnables ou pour des pathologies dont la liste est prédéfinie, l'utilité croît aussi pour tous les répondants, mais légèrement moins.

Pour l'attribut *Décision*, le passage d'une décision prise par le médecin (après discussion avec

Figure II – Courbes de densité des coefficients aléatoires issus de l'estimation en logit mixte



Note : en ordonnée, la densité et en abscisse, les coefficients issus des estimations en logit mixte.

son patient) à une décision prise par le patient (après discussion avec son médecin) accroît le bien-être de l'individu. À l'inverse, le passage à une délimitation des résultats identique pour tous et inscrite dans une loi ou le passage à une délimitation spécifique à chaque patient mais déléguée à un comité d'éthique font décroître sa satisfaction. Les impacts sur l'utilité d'une décision qui serait prise par le patient (après discussion avec son médecin) ou qui serait délimitée par la loi varient par ailleurs dans l'échantillon et surtout, contrairement à l'attribut précédent, l'impact n'a pas toujours le même signe pour tous les répondants. Passer à une décision prise par soi-même est en moyenne valorisé positivement ; toutefois, pour 13.5 % des répondants, cela induirait une désutilité par rapport à une décision prise *in fine* par un médecin. Qu'une loi définisse les résultats accessibles est en moyenne perçue négativement, mais toutefois positivement par 30.3 % des répondants. Une décision prise par un comité d'éthique local après examen du dossier du patient a quant à elle l'impact le plus négatif sur l'utilité et cela pour tous les répondants.

Concernant l'attribut *Prélèvement*, les coefficients associés à tous les niveaux de cet attribut sont négatifs et significatifs. Le niveau de référence est, rappelons-le, une réanalyse du prélèvement pour le patient et la mise à disposition du prélèvement pour la recherche. Passer de cette modalité à aucun autre usage, ni réanalyse pour moi ni pour la recherche, est l'évolution qui induirait en moyenne le plus de désutilité. Toutefois, 25.9 % des répondants préféreraient

que leur prélèvement n'ait qu'un usage immédiat. Passer de la modalité de référence à un usage uniquement pour la recherche ferait en moyenne décroître l'utilité plus qu'un usage ultérieur uniquement pour le patient. L'impact de limiter l'usage à la recherche reste toutefois positif pour 27.3 % des répondants. Enfin, passer de l'usage pour moi et pour la recherche à un usage uniquement personnel est aussi négatif, mais peut être considéré comme constant dans l'échantillon.

Enfin, le coefficient associé au *RAC* est significatif, négatif et d'ampleur variable. Toutes choses égales par ailleurs, et sans surprise, le coût à la charge du patient diminue l'utilité associée au test.

3.3. Les dispositions à payer pour changer les modalités d'accès à l'information génétique

Les résultats des dispositions à payer (cf. tableau 2) montrent que les répondants sont prêts à payer en moyenne entre 24.52 et 28.47 € pour avoir accès à des résultats additionnels. Ils sont prêts à payer 17.67 € pour pouvoir choisir eux-mêmes les résultats accessibles plutôt que de laisser leur médecin décider de ce dont ils pourraient être informés. Pour accepter que la délimitation des résultats soit déterminée par la loi ou un par comité d'éthique local, il faudrait leur verser un montant compensatoire de (respectivement) 16.44 € ou de 24.87 €. Enfin, pour renoncer à tout usage ultérieur de leur prélèvement, que ce soit pour eux-mêmes ou pour la recherche, il faudrait leur verser 21.17 € et 9.02 € si l'usage ultérieur exclut la recherche

tout en maintenant le bénéfice de réanalyses pour eux-mêmes.

4. Des premiers résultats et des perspectives de recherche sur la diffusion, en France, de la génomique

Nos résultats montrent d'abord que la population française a une préférence pour des tests qui permettraient d'aller au-delà des résultats ciblant la pathologie pour laquelle le test a été prescrit et une préférence croissante avec l'étendue de ces données additionnelles. Vouloir avoir de l'information, toute l'information possible dès lors qu'on la présente comme potentiellement disponible, peut sembler non réfléchi, lié à une situation hypothétique. Cependant nous retrouvons ici des résultats déjà obtenus par d'autres études, dans d'autres pays, auprès de répondants spécifiques (Gray *et al.*, 2016 auprès de patients atteints de cancers colorectaux ou du poumon au Royaume-Uni ; Peyron *et al.*, 2018 en France auprès de familles dont un enfant est atteint d'anomalie rare du développement sans diagnostic étiologique connu) ou conduites en population générale (Daack-Hirsh *et al.*, 2013 aux USA ; Facio *et al.*, 2013 aux USA ; Fernandez *et al.*, 2015 au Canada ; Hishiyama *et al.*, 2019 au Japon ; Marshall *et al.*, 2016 aux USA). Que le patient, ensuite confronté aux résultats d'un séquençage ou à des données additionnelles, puisse ressentir de la déception, de l'angoisse (Chassagne *et al.*, 2019) ne doit pas conduire à évacuer cette attitude initiale positive vis-à-vis des informations additionnelles. Pour les professionnels comme pour les pouvoirs publics, il s'agit alors de savoir accompagner cette demande forte, ou, d'arriver à justifier, à plus expliquer, pourquoi un tel accès techniquement possible, est aujourd'hui non autorisé en France. Il est aussi possible que les annonces du PFMG 2025 et la diffusion d'informations sur les opportunités liées à la médecine génomique renforcent encore à terme ces attentes.

Nos répondants valorisent l'accès à toutes les prédispositions, et le valorisent plus que l'accès aux seules pathologies actionnables ; ce résultat est différent de celui établi par Marshall *et al.* (2016) aux USA. De plus, dans notre étude, l'apport en termes d'utilité d'un élargissement des résultats au-delà de ceux concernant la pathologie actuelle est identique chez tous les individus, alors que d'autres recherches ont au contraire mis en avant une hétérogénéité de cette préférence pour plus de résultats : Marshall *et al.* (2016) montrent qu'aux USA certains de leurs répondants ne voient pas d'intérêt à l'information génétique en général ; Regier *et al.* (2015)

montrent une hétérogénéité dans l'utilité de l'information génétique (mais en précisant dans le choix des résultats accessibles la gravité des maladies ainsi prédites, ce que nous n'avons pas fait ici). L'hétérogénéité dans l'utilité accordée à des données additionnelles pourrait dépendre d'une présentation plus explicite, dans les attributs, des risques associés aux pathologies. Les différentes attitudes face au risque se traduiraient alors par des préférences variables.

En lien avec cette première analyse, et conformément aussi à la littérature (Daack-Hirsh *et al.*, 2013 ; Regier *et al.*, 2015 ; Marshall *et al.*, 2016), nos répondants préfèrent une décision accompagnée en amont par un médecin mais finalement prise par eux-mêmes (Moumjid *et al.*, 2017). En complément de cette volonté d'autonomie, on observe une réelle opposition à des décisions qui seraient prises en référence à une liste de résultats accessibles inscrite dans la loi, et surtout à des décisions qui seraient prises par un comité d'éthique local, cette modalité n'étant souhaitée par aucun des répondants. Les répondants souhaitent des décisions personnalisées dans le cadre de la relation singulière avec leur médecin, et une réglementation générale par la loi ne garantirait pas cette personnalisation. Alors qu'il pourrait être plus attentif aux situations individuelles, un comité d'éthique local qui déciderait après examen des dossiers médicaux semble perçu à la fois comme contraignant pour l'autonomie du patient en dehors d'une relation de confiance choisie et, contrairement à la loi, peu garant d'égalité.

Ne pas pouvoir réanalyser pour sa propre prise en charge son prélèvement est bien perçu comme un désavantage ; les répondants semblent avoir intégré l'évolution rapide des connaissances en génétique et l'opportunité de pouvoir en bénéficier. Nos résultats sur l'usage des prélèvements sont aussi intéressants pour évaluer l'acceptabilité en France de la construction de biobanques et bases de données en génomique. La désutilité associée à des prélèvements qui ne seraient plus disponibles pour la recherche montre indirectement, mais de façon nette, que la contribution à des biobanques est valorisée en soi par les individus. La recherche a ici un visage positif, les freins que pourraient soulever les questions de gestion, de propriété des données, d'anonymat ne sont pas ici ressortis.

L'hétérogénéité des préférences telle que traduite par la distribution aléatoire de certains paramètres, notamment ceux liés à la nature du décideur, montre que l'importance accordée aux différentes caractéristiques du test n'est pas

toujours la même selon les individus. Au-delà du niveau moyen des préférences, il est ainsi possible de mettre en évidence des caractéristiques qui font l'unanimité, en positif, comme l'accès à tous les résultats ou en négatif comme le rôle d'un comité d'éthique local dans l'accès aux résultats. Ces convergences ou variabilités des préférences peuvent être source de réflexion pour un décideur public.

D'un point de vue méthodologique, la pertinence d'une enquête par choix discrets est d'aller au-delà des points de vue que l'on pourrait obtenir avec un questionnaire traditionnel. Les résultats prouvent cet intérêt. Ainsi à titre d'exemple, si le coût est déclaré avoir été peu déterminant dans les choix par 47 % des répondants, les estimations montrent que cette caractéristique est pourtant nettement significative pour le niveau d'utilité, même si l'importance du coût est variable au sein de l'échantillon.

* *
*

Nos résultats permettent de caractériser les modalités d'accès à l'information génétique les plus en phase avec les attentes *a priori* des français, et de les confronter avec les pratiques ou les débats actuels sur la diffusion des tests génomiques. Mais notre étude n'est pas exempte de limites. La première est inhérente à toute expérience de choix discrets qui met le répondant dans une situation hypothétique, ici celle d'une maladie, celle d'avoir à faire un test génétique et de devoir choisir un test qui corresponde le plus à ses préférences. Rien ne garantit que les arbitrages et les souhaits se traduiraient, dans un contexte réel, par les mêmes choix. La deuxième limite possible est que la complexité des notions et l'étendue des enjeux associés à l'accès à un test génomique et aux données additionnelles aient pu rendre « superficiels » les choix faits ici. Toutefois les réponses que nous avons obtenues sur la difficulté, mais aussi sur l'intérêt, de l'enquête, et le fait qu'aucun attribut n'a spontanément été déclaré dominant par une majorité des répondants, tendent à conforter l'usage de cette méthode. La démarche qualitative entreprise pour construire notre expérience de choix a abouti à des éléments de choix qui apparaissent tous significatifs dans les estimations. C'est aussi un signe rassurant, même s'il n'exclut pas pour autant que des éléments déterminants puissent être manquants.

Nous avons retenu pour construire nos scénarios de choix un plan orthogonal supposant que tous

les paramètres ont le même poids. Une stratégie alternative, aujourd'hui assez répandue, est d'utiliser une configuration efficiente, qui prend en compte des informations *a priori* sur les préférences à estimer et qui permettrait d'accroître la précision des estimations. Au-delà des débats sur l'apport comparé de ces approches (Olsen & Meyerhoff, 2017 ; Yao *et al.*, 2015), nous avons préféré ne pas intégrer des résultats issus d'études sur d'autres populations que la population française (qui auraient pu nous fournir des distributions *a priori* des préférences dans notre domaine d'étude), d'autant que la taille relativement importante de notre échantillon peut contrebalancer une possible perte de précision dans nos estimations. Nos résultats pourront en revanche être mobilisés dans des configurations efficaces pour d'autres enquêtes de choix discrets concernant l'information génétique et la population française.

Il nous semble en effet nécessaire de poursuivre et de développer des recherches sur l'accès aux tests et à la médecine génomique. Aujourd'hui en France, l'accès à la médecine génomique reste limité et concerne principalement les champs du cancer et des maladies rares, auxquels les plateformes de séquençage haut-débit sont actuellement dédiées. Quant à la possibilité d'accéder aux résultats additionnels, elle n'est pas généralisée et fait l'objet de vifs débats au sein des professionnels de santé (Delanne *et al.*, 2019). La Société Française de Médecine Prédictive et Personnalisée recommande néanmoins de communiquer aux patients une liste de 36 gènes médicalement actionnables dans le domaine de la cancérologie (Pujol *et al.*, 2018). Des études spécifiques – toujours en cours – devraient permettre de mieux cerner la demande pour les résultats additionnels en France. L'étude FIND par exemple, financée par le ministère des solidarités et de la santé (Lauréat Financement PREPS 2016) et réalisée dans les CHU de Dijon, Lyon et La Pitié-Salpêtrière APHP, explore la demande de résultats additionnels des familles d'enfants atteints d'anomalies rares du développement auxquelles un test génomique est proposé ainsi que les répercussions qu'entraînent la communication de ces données sur leur qualité de vie et leurs comportements de recours aux soins. Investiguer ces questions est essentiel dans un contexte où vraisemblablement l'accès à la médecine génomique devrait s'intensifier et se généraliser à plus d'indications médicales – eu égard aux ambitions du PFMG 2025.

En nous concentrant sur les modalités d'accès aux informations lors d'un accès supposé déjà effectif à la médecine génomique, nous

n'avons pas examiné les attentes ou l'intensité de la demande que pourrait avoir la population française pour ces nouvelles prises en charge et les tests associés. Ce choix a été motivé par le contexte français actuel : l'accès à cette nouvelle médecine ne peut se faire que dans le cadre d'une prise en charge médicale spécifique, ce qui, nous l'avons souligné, pose déjà de nombreuses questions pour les patients, les praticiens et le régulateur. Néanmoins, avec la diffusion de cette médecine, il est raisonnable de penser qu'à plus ou moins long terme la question de la demande de tests génomiques au sein de la population sera de plus en plus pressante : les français souhaitent-ils accéder à ce type de tests ? Sur prescription d'un professionnel de santé (médecin généraliste, spécialiste, généticien) ou en libre accès sur le marché ? Un développement de cette demande impliquerait d'être encore plus

attentif à la nature des résultats communiqués et à l'usage des prélèvements, notamment pour des usages en dehors de la sphère médicale.

Les interrogations et les pistes de recherche dans le champ de la médecine génomique sont, on le voit, nombreuses. Nous avons pu produire un premier état des lieux des attentes des français sur les modalités d'accès aux tests génomiques. Ces premiers résultats devraient déjà pouvoir alimenter le débat, d'une part, parmi les professionnels qui doivent accompagner les patients vers un consentement réellement éclairé et, au-delà, vers une prise de décision informée pour ceux qui le souhaitent, et d'autre part, parmi les décideurs des politiques publiques, pour une diffusion de ces technologies respectueuse des préférences sociétales et *a minima* dans un échange constructif avec les préférences des citoyens. □

BIBLIOGRAPHIE

- Aviesan - Alliance nationale pour les sciences de la vie et de la santé (2016).** *France médecine génomique 2025*. Rapport remis au Premier ministre le 22 juin 2016. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/164000385.pdf>
- Berg, J. S., Houry, M. J. & Evans, J. P. (2011).** Deploying whole genome sequencing in clinical practice and public health: Meeting the challenge one bin at a time. *Genetics in Medicine*, 13(6), 499–504. doi: 10.1097/GIM.0b013e318220aaba.
- Berger, A. & Olson, S. (2013).** *The Economics of Genomic Medicine: Workshop Summary*. Washington D.C.: The National Academy Press.
- Bliemer, M. & Rose, J. (2013).** Confidence intervals of willingness-to-pay for random coefficient logit models. *Transportation Research Part B: Methodological*, 58(C), 199–214. doi: 10.1016/j.trb.2013.09.010.
- Böckenholt, U. (2006).** Thurstonian-Based Analyses: Past, Present, and Future Utilities. *Psychometrika*, 71, 615–629. doi: 10.1007/s11336-006-1598-5.
- Bränström, R., Kasparian, N. A., Affleck, P. et al. (2012).** Perceptions of genetic research and testing among members of families with an increased risk of malignant melanoma. *European Journal of Cancer*, 48(16), 3052–3062. doi: 10.1016/j.ejca.2012.05.017.
- Bridges, J. F. P., Hauber, A. B., Marshall, D. et al. (2011).** Conjoint analysis applications in health—a checklist: a report of the ISPOR Good Research Practices for Conjoint Analysis Task Force. *Value in Health*, 14, 403–413. doi: 10.1016/j.jval.2010.11.013.
- Chassagne, A., Pélessier, A., Houdayer, F. et al. (2019).** Exome sequencing in clinical settings: preferences and experiences of parents of children with rare diseases. *European Journal of Human Genetics*, 27(5), 701–710. doi: 10.1038/s41431-018-0332-y.
- Claeys, A. & Vialatte, J. S. (2014).** *Les progrès de la génétique, vers une médecine de précision : les enjeux scientifiques, technologiques et éthiques de la médecine personnalisée*. Rapport pour l'Office Parlementaire d'évaluation des choix scientifiques et technologiques (Assemblée nationale N° 1724, Sénat N° 306).
- Clark, M. D., Determann, D., Petrou, S. et al. (2014).** Discrete choice experiments in health economics: a review of the literature. *Pharmacoeconomics*, 32(9), 883–902. doi: 10.1007/s40273-014-0170-x.
- Coast, J., Al-Janabi, H., Sutton, E. J. et al. (2012).** Using qualitative methods for attribute development for discrete choice experiments: issues and recommendations. *Health Economics*, 21(6), 730–741. doi: 10.1002/hec.1739.
- Daack-Hirsch, S., Driessnack, M., Hanish, A. et al. (2013).** Information is information?: a public perspective on incidental findings in clinical and research genome-based testing. *Clinical Genetics*, 84(1), 11–8. doi: 10.1111/cge.12167.

- Delanne, J., Nambot, S., Chassagne, A. et al. (2019).** Secondary findings from whole-exome/genome sequencing evaluating stakeholder perspectives. A review of the literature. *European Journal of Medical Genetics*, 62(6), 103529. doi: 10.1016/j.ejmg.2018.08.010.
- Drummond, M. F., Sculpher, M. J., Claxton, K. et al. (2015).** *Methods for the economic evaluation of health care Programmes* (4th edition). Oxford: Oxford University Press.
- Facio, F. M., Eidem, H., Fisher, T. et al. (2013).** Intentions to receive individual results from whole-genome sequencing among participants in the ClinSeq study. *European Journal of Human Genetics*, 21(3), 261–265. doi: 10.1038/ejhg.2012.179.
- Fernandez, C. V., Bouffet E., Malkin D. et al. (2014).** Attitudes of parents toward the return of targeted and incidental genomic research findings in children. *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 16(8), 633–640. doi: org/10.1038/gim.2013.201.
- Fernandez, C. V., O'Connell, C., Ferguson, M. et al. (2015).** Stability of attitudes to the ethical issues raised by the return of incidental genomic research findings in children: A follow-up study. *Public Health Genomics*, 18(5), 299–308. doi: 10.1159/000439244.
- Fiebig, D., Louviere, J. J. & Waldman, D. (2005).** Contemporary issues in modelling discrete choice experimental data in health economics. Working paper, University of New South Wales.
- Gray, S. W., Park, E. R., Najita, J. et al. (2016).** Oncologists' and cancer patients' views on whole-exome sequencing and incidental findings: Results from the CanSeq study. *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 18(10), 1011–1019. doi: 10.1038/gim.2015.207.
- Green, R. C., Berg, J. S., Grody, W. W. et al. (2013).** ACMG recommendations for reporting of incidental findings in clinical exome and genome sequencing. *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 15(7), 565–574. doi: 10.1038/gim.2013.73.
- Hauber, A. B., González, J. M., Groothuis-Oudshoorn, C. G. et al. (2016).** Statistical Methods for the Analysis of Discrete Choice Experiments: A Report of the ISPOR Conjoint Analysis Good Research Practices Task Force A. *Value in Health*, 19(4), 300–15. doi: 10.1016/j.jval.2016.04.004.
- Henneman, L., Vermeulen, A., van El, C. G. et al. (2013).** Public attitudes towards genetic testing revisited: comparing opinions between 2002 and 2010. *European Journal of Human Genetics*, 21(8), 793–799. doi: 10.1038/ejhg.2012.271.
- Héron, D. & Gargiulo, M. (2009).** Tests génétiques et médecine prédictive : quels enjeux ? *Laennec*, 3(3), 21–38. doi: 10.3917/lae.093.0021.
- Hishiyama, Y., Minari, J. & Suganuma, N. (2019).** The survey of public perception and general knowledge of genomic research and medicine in Japan conducted by the Japan Agency for Medical Research and Development. *Journal of Human Genetics*, 64(5), 397–407. doi: 10.1038/s10038-019-0587-3.
- Hood, L. & Friend, S.H. (2011).** Predictive, personalized, preventive, participatory (P4) cancer medicine. *Nature Reviews. Clinical Oncology*, 8(3), 184–187. doi: 10.1038/nrclinonc.2010.227.
- Houdayer, F., Putois, O., Babonneau, M. L. et al. (2019).** Secondary findings from next generation sequencing: Psychological and ethical issues. Family and patient perspectives. *European Journal of Medical Genetics*, 62(10), 103711. doi: 10.1016/j.ejmg.2019.103711.
- Inserm (2008).** *Tests génétiques : questions scientifiques, médicales et sociétales*. Rapport (Expertise collective). Paris: Les éditions Inserm.
- Inserm (2016).** Tests génétiques. Faut-il tout prédire ? *Dossier Sciences et Santé* N° 33, pp. 24–35.
- Isidor, B., Nizon, M. & Vincent, M. (2018).** Données secondaires : un enjeu scientifique et éthique. In: E. Hirsch (éd.), *Traité de bioéthique : IV - Les nouveaux territoires de la bioéthique*, pp. 261–270. Toulouse: ERES.
- Johnson, F. R., Lancsar, E., Marshall, D. et al. (2013).** Constructing Experimental Designs for Discrete-Choice Experiments: Report of the ISPOR Conjoint Analysis Experimental Design Good Research Practices Task Force. *Value in health*, 16(1), 3–13. doi: 10.1016/j.jval.2012.08.2223.
- Joly, Y. & Knoppers, B.M. (2014).** Médecine personnalisée : équité et accès. *M/S médecine/sciences*, 30, Hors-série N° 2, 27–31.
- Kalia, S. S., Adelman, K., Bale, S. J. et al. (2017).** Recommendations for reporting of secondary findings in clinical exome and genome sequencing, 2016 update (ACMG SF v2.0): a policy statement of the American College of Medical Genetics and Genomics. *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 19(2), 249–255. doi: 10.1038/gim.2016.190.
- Kløjgaard, M. E., Bech, M. & Søggaard, R. (2012).** Designing a stated choice experiment: The value of a qualitative process. *Journal of Choice Modelling*, 5(2), 1–18. doi: 10.1016/S1755-5345(13)70050-2.
- Lancaster, K.J. (1966).** A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132–157. doi: 10.1086/259131.

- Lancsar, E. & Louviere, J. J. (2008).** Conducting discrete choice experiments to inform health care decision making: a user's guide. *Pharmacoeconomics*, 26(8), 661–677. doi: 10.2165/00019053-200826080-00004.
- Louviere, J. J. & Lancsar, E. (2009).** Choice experiments in health: the good, the bad, the ugly and toward a brighter future. *Health Economics, Policy, and Law*, 4(Pt 4), 527–546. doi: 10.1017/S1744133109990193.
- Louvière, J., Hensher, D. A. & Swait, J. D. (2010).** *Stated choice methods: Analysis and Applications*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Liu, X., Luo, X., Jiang, C. & Zhao, H. (2019).** Difficulties and challenges in the development of precision medicine. *Clinical Genetics*, 95(5), 569–574. <https://doi.org/10.1111/cge.13511>.
- Manski, C. F. (1977).** The structure of random utility models. *Theory and Decision*, 8, 229–254. doi: 10.1007/BF00133443.
- Marino, P., Touzani, R., Perrier, L. et al. (2018).** Cost of cancer diagnosis using next-generation sequencing targeted gene panels in routine practice: a nationwide French study. *European Journal of Human Genetics*, 26(3), 314–323. doi: 10.1038/s41431-017-0081-3.
- Marshall, D. A., Gonzalez, J. M., Johnson, F. R. et al. (2016).** What are people willing to pay for whole-genome sequencing information, and who decides what they receive? *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 18(12), 1295–1302. doi: 10.1038/gim.2016.61.
- Marshall, D. A., Hauber, A. B., Cameron, R. et al. (2010).** Conjoint analysis applications in health—how are studies being designed and reported? An update on current practice in the published literature between 2005 and 2008. *Patient*, 3, 249–256. doi: 10.2165/11539650-000000000-00000.
- McFadden, D. (1974).** Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: Zarembka, P. (Ed.), *Frontiers of Economics*, pp. 105–142. London: Academic.
- McFadden, D. (2000).** *Economic choices*. Prize Lecture December 8, 2000 at Aula Magna, Stockholm University. <https://www.nobelprize.org/prizes/economic-sciences/2000/mcfadden/lecture/>
- Moumjid, N., Carretier, J., Marsico, G. et al. (2017).** Moving towards shared decision making in the physician-patient encounter in France: State of the art and future prospects. *Z Evid Fortbild Qual Gesundheitswes*, 123-124, 41–45. doi: 10.1016/j.zefq.2017.05.017.
- Noiville, C. (2019).** Séquencer en routine le génome entier des patients ? Une réflexion juridique. *Droit, Santé et Société*, 1(1), 77–81. doi: 10.3917/dsso.061.0077.
- Nzale S. K., Weeks, W. B., Ouafik, L. et al. (2020).** Inequity in access to personalized medicine in France: Evidences from analysis of geo variations in the access to molecular profiling among advanced non-small-cell lung cancer patients: Results from the IFCT Biomarkers France Study. *PLoS ONE*, 15(7), e0234387. doi: 10.1371/journal.pone.0234387.
- Olsen, S. B. & Meyerhoff, J. (2017)** Will the alphabet soup of design criteria affect discrete choice experiment results? *European Review of Agricultural Economics*, 44(2), 309–336. doi: 10.1093/erae/jbw014.
- Ormond, K. E., Banuvar, S., Daly, A. et al. (2009).** Information preferences of high literacy pregnant women regarding informed consent models for genetic carrier screening. *Patient Education and Counseling*, 75(2), 244–250. doi: 10.1016/j.pec.2008.09.020.
- Ormond, K. E., Wheeler, M. T., Hudgins, L. et al. (2010).** Challenges in the clinical application of whole-genome sequencing. *Lancet*, 375(9727), 1749–1751. doi: 10.1016/S0140-6736(10)60599-5.
- Parker, L. S. (2008).** The future of incidental findings: Should they be viewed as benefits? *The Journal of Law, Medicine & Ethic: A Journal of the American Society of Law, Medicine & Ethics*, 36(2), 341–213. doi: 10.1111/j.1748-720X.2008.00278.x.
- Peyron C., Péliissier, A. & Béjean S. (2018).** Preference heterogeneity with respect to next-generation sequencing. A discrete choice experiment among parents of children with rare genetic diseases. *Social Science & Medicine*, 214, 125–132. doi: 10.1016/j.socscimed.2018.08.015.
- Plan National Maladies Rares 3 (2018).** *Plan National Maladies Rares 3 (2018-2022). Partager l'innovation, un diagnostic et un traitement pour chacun*. Paris : Ministère des Solidarités et de la Santé & Ministère de l'Enseignement Supérieur, de la Recherche et de l'Innovation. https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/plan_national_maladies_rares_2018-2022.pdf
- Pujol, P., Vande Perre, P., Faivre, L. et al. (2018).** Guidelines for reporting secondary findings of genome sequencing in cancer genes: the SFMPP recommendations. *European Journal of Human Genetics*, 26(12), 1732–1742. doi: 10.1038/s41431-018-0224-1.
- Reardon, S. (2015).** Precision-medicine plan raises hopes: US initiative highlights growing focus on targeted therapies. *Nature*, 517(7536), 540. doi: 10.1038/nature.2015.16774.
- Regier, D. A., Peacock, S. J., Pataky, R. et al. (2015).** Societal preferences for the return of incidental findings from clinical genomic sequencing: a discrete choice experiment. *CMAJ*, 187(6), E190-7. doi: 10.1503/cmaj.140697.

- Regier, D. A., Veenstra, D. L., Basu, A. & Carlson, J. J. (2019).** Demand for Precision Medicine: A Discrete-Choice Experiment and External Validation Study. *Pharmacoeconomics*, 38(1), 57–68.
- Rogowski, W., Payne, K., Schnell-Inderst, P. et al. (2015).** Concepts of ‘personalization’ in personalized medicine: implications for economic evaluation. *Pharmacoeconomics*, 33(1), 49–59.
doi: 10.1007/s40273-014-0211-5.
- Samuelson, P.A. (1938).** A Note on the Pure Theory of Consumer’s Behaviour. *Economica New series*, 5(17), 61–71. doi: 10.2307/2548836.
- Samuelson, P.A. (1948).** Consumption Theory in Terms of Revealed Preference. *Economica New series*, 15(60), 243–253. doi: 10.2307/2549561.
- Shahmirzadi, L., Chao, E. C., Palmaer, E. et al. (2014).** Patient decisions for disclosure of secondary findings among the first 200 individuals undergoing clinical diagnostic exome sequencing. *Genetics in Medicine: Official Journal of the American College of Medical Genetics*, 16(5), 395–399. doi: 10.1038/gim.2013.153.
- Stark, Z., Boughtwood, T., Phillips, P. et al. (2019).** Australian Genomics: A Federated Model for Integrating Genomics into Healthcare. *American Journal of Human Genetics*, 105(1), 7–14. doi: 10.1016/j.ajhg.2019.06.003.
- Train, K. (2009).** *Discrete choice methods with simulation* (2nd edition). Cambridge: Cambridge University Press.
- Townsend A., Adams S., Birch P. H. et al. (2012).** “I want to know what’s in Pandora’s Box”: comparing stakeholders’ perspectives on incidental findings in clinical whole genomic sequencing. *American Journal of Medical Genetics. Part A*, 158A(10), 2519–2525. doi: 10.1002/ajmg.a.35554.
- Train, K. (2009).** Logit. In: *Discrete Choice Methods with Simulation*, pp. 34–75. Cambridge: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9780511805271.003.
- Turnbull, C., Scott, R. H., Thomas, E. et al. (2018).** The 100 000 Genomes Project: bringing whole genome sequencing to the NHS. *BMJ (Clinical Research Ed.)*, 361, k1687. doi: 10.1136/bmj.k1687.
- van El, C. G., Cornel, M. C., Borry P. et al. (2013).** Whole-genome sequencing in health care: recommendations of the European Society of Human Genetics. *European Journal of Human Genetics*, 21(6), 580–584. doi: 10.1038/ejhg.2013.46.
- Veldwijk, J., Lambooi, M. S., de Bekker-Grob, E. W. et al. (2014).** The effect of including an opt-out option in discrete choice experiments. *PLoS One*, 9(11), e111805. doi: 10.1371/journal.pone.0111805.
- Yao, R. T., Scarpa, R., Rose, J. M. et al. (2015).** Experimental Design Criteria and Their Behavioural Efficiency: An Evaluation in the Field. *Environmental and Resource Economics*, 62, 433–455. doi: 10.1007/s10640-014-9823-7.
-

**EXTRAITS DE L'ARRÊTÉ DU 27 MAI 2013 QUI DÉFINIT LES RÈGLES DE BONNES PRATIQUES APPLICABLES
À L'EXAMEN DES CARACTÉRISTIQUES GÉNÉTIQUES D'UNE PERSONNE À DES FINS MÉDICALES**

L'examen des caractéristiques génétiques d'une personne ne peut être entrepris qu'à des fins médicales ou de recherche scientifique. Le consentement exprès de la personne doit être recueilli par écrit préalablement à la réalisation de l'examen, après qu'elle a été dûment informée de sa nature et de sa finalité. Le consentement mentionne la finalité de l'examen. Il est révocable sans forme et à tout moment.

Le résultat d'un examen génétique ne doit pas être directement communiqué au patient par le laboratoire de biologie médicale mais par le prescripteur (...). Les modalités de communication de ce résultat doivent être préalablement définies, notamment au cours de la consultation qui a donné lieu à la prescription. La personne peut exprimer, par écrit, sa volonté d'être tenue dans l'ignorance d'un diagnostic.

La question du rendu des résultats au patient se pose lorsque l'examen génétique conduit à révéler fortuitement d'autres informations que celles recherchées. Le droit en vigueur (art. 16-10 du code civil et art. R. 1131-4 du code de la santé publique), pour protéger le patient d'informations inutiles, angoissantes ou dont la révélation n'est pas désirée, n'est pas en faveur de la transmission d'informations autres que celle initialement recherchée et pour laquelle le patient a consenti à la réalisation de l'examen.

Dans ces conditions, il appartient au médecin de déterminer au cas par cas et dans le cadre du colloque singulier avec son patient la conduite à tenir. Il lui est conseillé de prendre l'attache d'un médecin œuvrant au sein d'une équipe pluridisciplinaire rassemblant des compétences cliniques et génétiques telle que mentionnée à l'article R. 1131-5 du code de la santé publique.

ANNEXE 2

Tableau A2-1 – Caractéristiques dans l'échantillon et dans la population générale (en %)

		Échantillon	Population générale
Sexe	Homme	48.4	48.8
	Femme	51.6	51.1
Âge	18-24	11.0	12.3
	25-34	19.3	18.6
	35-49	30.9	30.7
	50-59	20.4	20.0
	60-70	18.4	18.4
Profession	Agriculteurs exploitants	1.2	1.1
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	4.0	4.3
	Cadres, professions intellectuelles supérieures	11.2	11.4
	Professions intermédiaires	18.8	17.7
	Employés	22.0	20.4
	Ouvriers	13.2	15.9
	Retraités	16.6	16.0
	Autres sans activité professionnelle	13.0	13.2
CSP	CSP+	35.2	34.5
	CSP-	35.2	36.3
	Inactifs	29.6	29.2
Répartition par région	Région Parisienne	18.8	19.3
	Nord	6.3	6.4
	Est	8.9	8.6
	Bassin Parisien Est	7.6	7.7
	Bassin Parisien Ouest	8.8	9.1
	Ouest	13.9	13.4
	Sud-Ouest	11.0	11.0
	Sud-Est	13.1	12.2
	Méditerranée	11.7	12.5
Nombre de personnes du ménage	1 personne	17.6	16.8
	2 personnes	35.0	33.5
	3 personnes	21.1	20.6
	4 personnes	18.5	18.6
	5 personnes ou plus	7.7	10.6
Taille d'agglomération	Moins de 2 000 habitants	21.2	22.7
	De 2 000 à moins de 20 000 habitants	16.6	16.9
	De 20 000 à moins de 100 000 habitants	13.8	13.1
	Plus de 100 000 habitants	31.5	30.1
	Agglomération parisienne	17.0	17.2

Tableau A2-2 – Perception de l'enquête (effectifs et pourcentages)

Nous vous avons mis(e) dans une situation hypothétique. Vous avez trouvé cela :		
Complicé	605	24.2 %
Surprenant	380	15.2 %
Banal	128	5.1 %
Agréable	131	5.2 %
Déplaisant	147	5.9 %
Intéressant	1 110	44.4 %
Total	2 501	100.0 %
Les choix que vous venez de faire étaient :		
Toujours difficiles	163	6.5 %
Globalement difficiles	1 359	54.3 %
Globalement faciles	919	36.7 %
Toujours faciles	60	2.4 %
Total	2 501	100.0 %
Pour faire vos choix, vous vous êtes basé(e) uniquement sur une seule de ces quatre caractéristiques ?		
Oui	850	34.0 %
Non	1 651	66.0 %
Total	2 501	100.0 %
Laquelle ?		
Qui décidera des résultats qui vous seront rendus ?	325	38.2 %
Quels résultats vous seront rendus, en plus de ceux sur votre maladie actuelle ?	245	28.8 %
Quelle somme va rester entièrement à votre charge pour ce test ?	212	24.9 %
Que fera-t-on de votre prélèvement de sang une fois le test terminé ?	68	8.0 %
Total	850	100.0 %
Vous diriez que cette caractéristique a déterminé vos choix :		
La plupart du temps	642	75.5 %
Systématiquement	208	24.5 %
Total	850	100.0 %
Pour faire vos choix, vous avez mis de côté une des quatre caractéristiques :		
Oui	1 319	52.7 %
Non	1 182	47.3 %
Total	2 501	100.0 %
Laquelle ?		
Qui décidera des résultats qui vous seront rendus ?	205	15.5 %
Quels résultats vous seront rendus, en plus de ceux sur votre maladie actuelle ?	157	11.9 %
Quelle somme va rester entièrement à votre charge pour ce test ?	620	47.0 %
Que fera-t-on de votre prélèvement de sang une fois le test terminé ?	337	25.5 %
Total	1 319	100.0 %
Vous diriez que cette caractéristique n'a influencé vos choix :		
En aucun cas	543	41.2 %
Que rarement	776	58.8 %
Total	1 319	100.0 %

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* et Jérôme Wittwer**

Résumé – Au 1^{er} mars 2016, la loi sur l'adaptation de la société au vieillissement est entrée en vigueur, réformant le dispositif de l'APA à domicile. L'objectif est d'étudier son effet sur les montants de plans proposés par les équipes médico-sociales (EMS), d'abord théoriquement, puis empiriquement à partir des données des Remontées Individuelles (DREES) portant sur plus de 300 000 bénéficiaires en 2011 et en 2017. Le montant moyen proposé aux bénéficiaires en groupe iso-ressources (GIR) 3, 2 et 1 a augmenté de 16, 49 et 57 € respectivement entre 2011 et 2017. Celui proposé à la plupart des bénéficiaires en GIR 4 a diminué, à caractéristiques données. Au sein de chaque GIR, en 2017, les distributions des montants sont plus étalées, y compris à gauche, laissant supposer que les contraintes budgétaires pesant sur les conseils départementaux ont conduit les EMS à réduire les montants proposés aux personnes relativement plus autonomes pour financer la hausse de ceux notifiés aux personnes les plus sévèrement dépendantes.

Abstract – *The law on the adaptation of society to ageing, which reformed the home care allowance APA, entered into force on 1 March 2016. This article aims to study the effect of this on the amounts proposed in plans by the medical and welfare teams (EMS), first theoretically and then empirically, on more than 300,000 beneficiaries in 2011 and 2017. The analysis is based on individual data from the statistical services of the Ministry of Health and Social Affairs (DREES). The average amount offered to beneficiaries assessed as belonging to the iso-resource group of dependence (GIR) 3, 2 or 1 saw a respective increase of €16, €49 and €57 between 2011 and 2017. The amount offered to most beneficiaries allocated to GIR 4 decreased, other things being equal. Within each GIR, in 2017, the amounts granted are more widely distributed, in both directions, which suggests that constraints on départements' council budgets have led EMS to cut allowances for people with relatively more autonomy so as to provide more funding for the most severely dependent people.*

Codes JEL / JEL Classification : H75, J14, J18

Mots-clés : perte d'autonomie, aide publique, réforme, régressions quantiles censurées

Keywords: loss of autonomy, public assistance, reform, censored quantile regressions

* Université de Bordeaux, Bordeaux Population Health Research Center/INSERM UMR 1219 et DREES (louis.arnault@dauphine.psl.eu);

** Université de Bordeaux, Bordeaux Population Health Research Center/INSERM UMR 1219 (jerome.wittwer@u-bordeaux.fr)

Les auteurs remercient Delphine Roy, Patrick Aubert ainsi que deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs suggestions de modifications ayant permis d'aboutir à la version finale de l'article. Ils remercient aussi les participants des 41^{es} JESF à Poitiers, en particulier Julien Bergeot pour sa discussion riche et détaillée de ce travail.

Reçu en mars 2020, accepté en décembre 2020.

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: Arnault, L. & Wittwer, J. (2021). The Effect of the 2015 Reform of the Personalized Autonomy Allowance on the Care Plans Notified to Beneficiaries. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 85–102. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2042

Depuis 2002, l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) est la principale aide pour la prise en charge de la perte d'autonomie des personnes âgées en France. Fin 2017, près de 769 000 personnes âgées à domicile en bénéficiaient et près de 98 % des prestations d'aide à domicile versées par les conseils départementaux aux individus de 60 ans et plus concernent l'APA (Abdouni, 2018). Gérée par les départements, l'APA est une aide en nature qui finance essentiellement des heures d'aide (Couvert, 2017) : ménage, courses, préparation des repas ou soins personnels. Un plan d'aide individualisé est notifié à chaque bénéficiaire de l'APA à domicile : son montant ne peut excéder un plafond légal dont la valeur croît avec la sévérité de la perte d'autonomie du bénéficiaire. Une partie du montant du plan d'aide, le « ticket modérateur », est à la charge du bénéficiaire selon son niveau de ressources et le montant du plan tandis que l'autre part est acquittée par le conseil départemental.

Au 1^{er} mars 2016, la réforme de l'APA à domicile portée par la loi sur l'adaptation de la société au vieillissement (loi ASV) est entrée en vigueur, réformant le dispositif afin de réduire le reste à charge des personnes âgées les moins autonomes. Les plafonds légaux des plans d'aide notifiés ont tous été rehaussés et particulièrement ceux des bénéficiaires les plus dépendants. Le barème de calcul du ticket modérateur a également été révisé afin de réduire le reste à charge des bénéficiaires nécessitant une quantité d'aide importante. La révision du calcul du ticket modérateur appliqué à l'ensemble des bénéficiaires de l'APA à domicile a potentiellement réduit leur reste à charge (Arnault, 2019 ; Latourelle, 2019). Plusieurs auteurs étudient la façon dont les bénéficiaires pourraient répercuter une réduction du coût marginal de l'heure, telle que celle induite par la réforme, sur le volume d'aide qu'ils consomment. Ces auteurs analysent l'élasticité de la demande d'aide professionnelle des bénéficiaires de l'APA à leur reste à charge (Bourreau-Dubois *et al.*, 2014 ; Roquebert & Tenand, 2017) et observent que les bénéficiaires sont significativement sensibles à ce coût : en moyenne, ils devraient donc avoir ajusté à la hausse leur volume d'aide consommé en réponse à la baisse de leur taux de participation engendrée par la révision du barème du ticket modérateur.

Pourtant, les bénéficiaires ne sont pas les seuls agents dont les réactions comportementales risquent d'influencer les effets de la réforme. Les équipes médico-sociales (EMS) jouent aussi un rôle crucial puisqu'elles élaborent le plan d'aide

proposé à chaque bénéficiaire. Leurs pratiques sont variables (Fondation Médéric Alzheimer, 2019) et diffèrent selon leur formation initiale (Gramain *et al.*, 2015) ou le contexte organisationnel dans lequel ces agents des conseils départementaux exercent (Gramain *et al.*, 2012). Hormis une étude de la Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) ayant mis en évidence le fait que les EMS semblent proposer les types de services d'aide les moins coûteux lorsque le montant du plan d'aide est proche du plafond (Couvert, 2017), peu d'éléments sont connus sur la façon dont elles s'accommodent des contraintes légales encadrant leurs pratiques.

L'ampleur des effets consécutifs à la hausse des plafonds légaux associés à l'ensemble des groupe iso-ressources (GIR) est donc conditionnelle à la réaction comportementale des EMS (Tenand & Gramain, 2019). En première analyse, on peut anticiper que la hausse des plafonds n'a affecté que les bénéficiaires dont les montants de plans auraient été contraints par les niveaux de plafonds antérieurs à la réforme. Plus des trois-quarts des bénéficiaires – ceux dont le montant notifié aurait été strictement inférieur au plafond avant la réforme – ne seraient donc pas concernés et les effets de la hausse des plafonds sur les dépenses des conseils départementaux seraient donc modérés (Fontaine & Gramain, 2017). On ne peut cependant écarter l'hypothèse que la hausse des plafonds modifie l'ensemble de la distribution des montants de plans notifiés. Premièrement, car les plafonds légaux peuvent jouer comme des normes implicites de référence pour les EMS et les inciter à déplacer l'ensemble de la distribution des montants notifiés « vers la droite », c'est-à-dire vers des niveaux plus élevés. Deuxièmement, en raison des contraintes budgétaires potentiellement fortes pesant sur les départements et susceptibles d'influencer les pratiques des EMS. En effet, si les règles de fonctionnement de l'APA sont fixées à l'échelon national, le dispositif est mis en œuvre et géré par les conseils départementaux. Même si la Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie (CNSA) leur distribue des fonds supplémentaires depuis la réforme, ils contribuent toujours à hauteur de 60 % de la dépense totale et supportent donc encore la majorité du coût associé aux décisions prises par les EMS lors de l'élaboration des plans.

L'objectif de cet article est d'évaluer l'effet de la réforme sur les montants d'aide notifiés aux bénéficiaires de l'APA à domicile. Il apporte des éléments nouveaux permettant de mieux comprendre la façon dont les départements et

leurs équipes déterminent les montants de plans notifiés, d'une part, et intègrent les modifications du cadre législatif, d'autre part. La suite de l'article est organisée de la façon suivante : la première section rappelle le fonctionnement de l'APA à domicile. La section 2 présente le modèle théorique construit pour l'étude, la spécification empirique fait l'objet de la section 3 et les données sont présentées dans la section 4. La section 5 est consacrée aux résultats, puis nous concluons.

1. L'Allocation Personnalisée d'Autonomie

1.1. Fonctionnement de l'APA à domicile

Dans le cas d'une demande d'APA à domicile, une équipe médico-sociale (EMS) se rend au domicile de la personne âgée et utilise la grille d'évaluation nationale Autonomie, gérontologie, groupes iso-ressources (AGGIR) afin d'évaluer son niveau de dépendance. Les degrés de perte d'autonomie y sont classés en six GIR, les personnes âgées classées en GIR 6 étant les plus autonomes et celles en GIR 1 les plus sévèrement dépendantes. Seules les personnes ayant 60 ans ou plus et relevant des GIR 1 à 4, c'est-à-dire ayant des difficultés à exercer seules certaines activités de la vie quotidienne telle que se laver ou se nourrir, sont éligibles à l'APA. Si le demandeur est éligible, un plan d'aide individualisé lui est notifié. Son montant (en euros) correspond à la valeur des aides techniques et des aides humaines incluses dans le plan. Pour l'aide humaine, il s'agit d'un volume mensuel d'aide subventionnée, valorisé à un tarif fixé par le département. Le montant total du plan d'aide notifié ne peut finalement pas excéder un plafond légal, en euros, dont la valeur croît avec la sévérité de la perte d'autonomie du bénéficiaire. Ainsi en 2015, avant la réforme, le plafond mensuel atteignait 562.57 € pour les bénéficiaires en GIR 4 et 1 312.67 € pour les bénéficiaires en GIR 1.

Le plan notifié correspond au montant maximum d'aide subventionnée : il n'est pas toujours égal au montant consommé par le bénéficiaire, qui peut renoncer à utiliser certaines heures subventionnées. En effet, une partie du montant (le ticket modérateur) est à la charge du bénéficiaire, selon son niveau de ressources¹. Le taux de participation du bénéficiaire est défini comme le ratio du montant du ticket modérateur sur le montant total du plan d'aide. Jusqu'en 2016, c'est-à-dire avant la mise en application de la loi ASV, le taux de participation était linéairement croissant avec les ressources, pour des niveaux

de ressources (individualisées) compris entre 740 € et 2 945 € mensuels : en-dessous de cet intervalle, le taux de participation était nul, et au-delà il était maximal et égal à 90 %. En 2015, les bénéficiaires en GIR 4 finançaient en moyenne 22.3 % du montant de leur plan d'aide, contre 21.1 % pour les bénéficiaires en GIR 1 (Arnault, 2019).

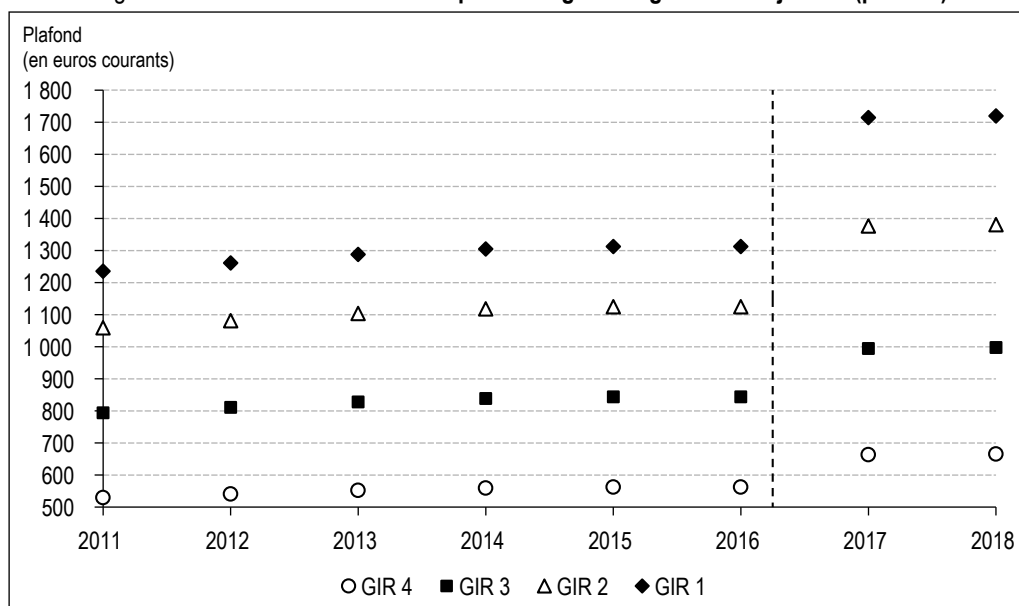
1.2. Les mesures de la loi d'adaptation de la société au vieillissement

Cinq ans après le débat national sur la dépendance des personnes âgées en 2010-2011, la France a adopté la Loi 2015-1776 du 28 décembre 2015 relative à l'adaptation de la société au vieillissement. La partie de la loi réformant le dispositif de l'APA à domicile est entrée en vigueur au 1^{er} mars 2016.

Le seuil en dessous duquel le taux de participation des bénéficiaires est nul a donc été rehaussé de 740 à 800 € (mensuels), afin que les bénéficiaires de l'ASPA (minimum vieillesse) puissent bénéficier du taux nul. Le dispositif APA antérieur à 2016 offrait aussi une couverture jugée par beaucoup insuffisante du coût associé à l'accompagnement à domicile, particulièrement pour les bénéficiaires les plus sévèrement dépendants. Avant la réforme, les bénéficiaires les plus sévèrement dépendants (en GIR 1 ou 2) avaient une probabilité nettement plus élevée que les autres de se voir notifier un plan d'aide « saturé », dont la valeur était contrainte par celle du plafond légal en vigueur (Arnault, 2020 ; Bérardier, 2012 ; Fizzala, 2016). Certaines heures d'aide dont ils avaient besoin étaient donc susceptibles de ne pas être subventionnées et potentiellement payées à un prix élevé. Avec la réforme², les plafonds légaux par GIR des montants des plans ont donc augmenté de 31 % pour les bénéficiaires en GIR 1, 22 % pour ceux en GIR 2, et 18 % pour ceux en GIR 3 et ceux en GIR 4 (figure I). De même, avant la réforme, les classes moyennes étaient jugées plus défavorisées par les politiques de prise en charge de la perte d'autonomie en France, leur taux d'effort étant en moyenne

1. Les catégories de ressources prises en compte pour le calcul de la participation financière du bénéficiaire sont au nombre de trois : le revenu déclaré, les revenus soumis à prélèvement libératoire et le « patrimoine dormant ». Le cas échéant, les ressources considérées sont celles du couple : celles-ci sont individualisées en divisant respectivement par 1.7 dans le cas d'un couple cohabitant et par 2 dans le cas d'un couple non cohabitant.
2. Avant la réforme, la valeur du plafond légal était obtenue comme le produit de la Majoration pour Tierce Personne (MTP), dont le montant est réévalué chaque année par décret, selon la valeur de l'inflation, et d'un coefficient valant respectivement 0.51 pour les GIR 4, 0.765 pour les GIR 3, 1.02 pour les GIR 2 et 1.19 pour les GIR 1. La revalorisation des plafonds a consisté à augmenter la valeur des coefficients multiplicateurs appliqués à la MTP, pour chacun des GIR. Depuis la réforme, ces coefficients valent désormais 0.601 pour les GIR 4 (+18 %), 0.901 pour les GIR 3 (+18 %), 1.247 pour les GIR 2 (+22 %) et 1.553 pour les GIR 1 (+31 %).

Figure I – Évolution du montant du plafond légal en vigueur au 1^{er} janvier (par GIR)



Note : le trait en pointillés correspond au 1^{er} mars 2016, date d'entrée en vigueur de la partie de la loi ASV réformant l'APA à domicile.
 Lecture : au 1^{er} janvier 2011, le montant du plafond en vigueur valait 530 € pour un bénéficiaire en GIR 4, 794 € pour un bénéficiaire en GIR 3, 1 059 € pour un bénéficiaire en GIR et 1 236 € pour un bénéficiaire en GIR 1.
 Source : circulaires CNAV pour les montants de la Majoration pour Tierce Personne au 1^{er} janvier.

supérieur à celui des bénéficiaires aux revenus plus faibles ou plus élevé (Fizzala, 2016). Le barème de calcul du ticket modérateur a donc aussi été révisé : la participation financière des bénéficiaires relevant de la tranche intermédiaire de ressources, comprise entre 800 € et 2 945 €, n'est désormais plus seulement modulée par le niveau de ressources mais aussi par le montant de leur plan. Ils bénéficient ainsi d'un abattement supplémentaire sur les heures consommées au-delà de montants de plans égaux respectivement à 350 € et 550 €. Enfin, les proches aidants des personnes âgées ayant besoin d'accompagnement n'étaient pas pris en compte en tant que tels dans l'APA à domicile, avant la réforme.

2. Modèle théorique

Un modèle théorique est construit afin d'anticiper l'effet de la hausse des plafonds sur les montants des plans que les EMS proposent aux bénéficiaires de l'APA à domicile. Ce modèle s'inspire d'un modèle visant à étudier l'effet des incitations financières sur les pratiques des médecins généralistes et la façon dont les patients les anticipent (Jelovac & Polomé, 2017). Pour simplifier l'analyse, on suppose que l'EMS rend visite à deux personnes âgées ($i = \{1, 2\}$), éligibles à l'APA à domicile, qu'elle évalue comme appartenant à un GIR identique³. L'EMS doit donc élaborer un plan d'aide subventionné, en euros, en fonction des besoins de chaque personne i . Le montant M_i du plan d'aide proposé à la personne âgée i correspond à un certain volume d'aide, chaque unité d'aide étant valorisée à un tarif t par

le département en fonction de sa nature et du type de producteur. On considère pour simplifier que les plans d'aide sont constitués exclusivement d'aide humaine. En pratique, celle-ci représente 87 % des montants totaux notifiés d'APA à domicile (Arnault & Roy, 2020). On suppose aussi que l'EMS propose un montant M_i à une personne âgée et l'on ne s'intéresse pas à la façon dont ce montant se décompose entre volume d'aide et tarif horaire⁴. Trois hypothèses simplificatrices sont posées :

- H1 : l'aide professionnelle reçue par un bénéficiaire ne l'est que *via* le dispositif APA. Cette hypothèse peut sembler forte, étant données les proportions conséquentes de bénéficiaires à qui l'on notifie déjà les montants de plans d'aide subventionnés maxima, égaux aux plafonds légaux, et donc dont les besoins d'aide sont potentiellement insatisfaits. D'après une étude réalisée à partir de données « clients » d'un service d'aide à domicile portant sur 1 616 bénéficiaires de l'APA, 25 % des bénéficiaires consomment aussi de l'aide professionnelle hors du dispositif APA.

3. L'étape de l'éligibilité à l'APA est supposée avoir déjà été effectuée par l'EMS au domicile des deux personnes âgées. Seul le GIR, et non le détail des incapacités en tant que tel, est supposé identique entre les deux bénéficiaires : à GIR donné, les bénéficiaires peuvent en effet souffrir d'incapacités différentes, impliquant des modalités d'aide distinctes.

4. Dans le cas d'une aide humaine, par exemple, l'EMS peut arbitrer entre le nombre d'heures et le tarif horaire associé, ce dernier étant notamment fonction du type de producteur choisi. Elle peut ainsi choisir de notifier peu d'heures mais valorisées à un tarif est élevé (par exemple des heures fournies le week-end offertes par un service d'aide prestataire) ou beaucoup d'heures à faible tarif (par exemple des heures en semaine offertes par un aidant professionnel en gré à gré).

Néanmoins, les heures non subventionnées sont largement minoritaires puisqu'elles représentent en moyenne 2.6 % du total des heures d'aide consommées par les bénéficiaires (Tenand, 2018).

- H2 : le volume d'aide informelle reçu par un bénéficiaire est supposé exogène.

- H3 : le taux de participation d'un bénéficiaire est supposé croître linéairement avec les ressources du bénéficiaire et ne pas dépendre du montant du plan d'aide, comme c'était le cas avant mise en œuvre de la loi ASV⁵.

On suppose que l'EMS a déjà rendu visite au bénéficiaire 2 et qu'elle lui a proposé un montant égal au plafond \bar{M} , même si elle aurait souhaité lui proposer davantage. Une telle situation se conçoit bien si le bénéficiaire 2 a beaucoup d'incapacités ou reçoit très peu d'aide informelle. Elle cherche donc désormais le montant M_1^* à proposer au bénéficiaire 1 qui maximise son utilité, sachant que M_1 ne peut excéder \bar{M} . La fonction d'utilité de l'EMS est supposée dépendre de l'utilité V_1 du bénéficiaire 1, telle qu'elle la perçoit (l'EMS est supposée altruiste), et de l'utilité W du conseil départemental, telle qu'elle se l'approprie :

$$\max_{M_1} \beta V_1(M_1, IC_1, A_1, Z_1) + (1 - \beta)W(D_1)$$

avec :

β le degré d'altruisme de l'EMS ($\beta \in [0, 1]$),

$V_1(\cdot)$ l'utilité du bénéficiaire 1, telle que perçue par l'EMS,

M_1 le montant du plan d'aide proposé par l'EMS au bénéficiaire 1 dans le cadre de l'APA à domicile,

IC_1 la quantité d'aide informelle, supposée gratuite, reçue par le bénéficiaire 1,

A_1 le degré d'autonomie du bénéficiaire 1,

Z_1 la consommation du bénéficiaire 1 (prix = unité), après satisfaction de ses besoins liés à la perte d'autonomie,

I_1 le revenu disponible (avant dépense d'aide à domicile) du bénéficiaire 1.

On note a_1 le taux de participation du bénéficiaire 1 au financement d'une heure d'aide subventionnée. Ce taux est compris entre 0 et 0.9 et supposé croître linéairement avec I_1 : $a_1 = a_1(I_1) = cI_1$, $c > 0$

$$Z_1 = I_1 - a_1 M_1.$$

$W(\cdot)$ est l'utilité du conseil départemental, telle que se l'approprie l'EMS.

D_1 est la dépense couverte par le conseil départemental pour le plan notifié au bénéficiaire 1 :

$$D_1 = (1 - a_1)M_1$$

$W(D)$ est supposée strictement décroissante avec la dépense du conseil départemental, et concave :

$$W_D < 0; W_{DD} < 0.$$

L'utilité du bénéficiaire 1 telle que perçue par l'EMS (V_1) est supposée séparable :

$V_1(M, IC, A, Z) = v_1(M, IC, A) + u_1(Z)$, avec $v_1(\cdot)$ l'utilité du bénéficiaire 1 fonction de la satisfaction de ses besoins liés à la perte d'autonomie ; v_1 est strictement croissante et concave en chacun de ses arguments :

$$\frac{\partial v_1}{\partial M} = v_{1,M} > 0; \quad \frac{\partial v_1}{\partial IC} = v_{1,IC} > 0;$$

$$\frac{\partial v_1}{\partial A} = v_{1,A} > 0; \quad v_{1,MM} < 0; \quad v_{1,ICIC} < 0; \quad v_{1,AA} < 0.$$

$u_1(\cdot)$ l'utilité du bénéficiaire issue de la consommation du bien composite est strictement croissante et concave en la quantité de bien composite consommée :

$$u_{1,Z} > 0; \quad u_{1,ZZ} < 0.$$

Le montant effectivement proposé par l'EMS au bénéficiaire 1 ne peut excéder le plafond légal \bar{M} : $M_1 \leq \bar{M}$.

Les plans notifiés sont également supposés devoir respecter une contrainte budgétaire et ne pas excéder un certain budget B^6 :

$D_1(M_1) + D_2(\bar{M}) \leq B$, avec D_i la dépense couverte par le conseil départemental pour le plan notifié au bénéficiaire i :

$$D_i(M_i) = (1 - a_i)M_i$$

et B le budget du conseil départemental pour les dépenses d'APA à domicile.

Le programme de maximisation (P) de l'EMS se réécrit donc de la façon suivante :

5. Après la mise en application de la loi ASV, la croissance du taux de participation avec les ressources du bénéficiaire n'est plus linéaire et le taux dépend désormais aussi du montant du plan. La fonction qui relie le taux de participation au montant du plan d'aide est néanmoins discontinue et complexe : dans ce modèle théorique, on suppose donc implicitement que la réduction du taux de participation horaire pour des montants de plans élevés, induite par la réforme, n'a aucun effet sur le choix du montant de plan proposé au bénéficiaire par l'EMS.

6. L'un des canaux potentiels par lesquels la contrainte budgétaire du département pourrait influencer les pratiques des EMS est évoqué dans le rapport de la CNSA (2015) où il est précisé que, malgré la forte tendance à la déconcentration des équipes médico-sociales à l'échelle inter-départementale (territorialisation), les départements œuvrent activement à l'« harmonisation » des pratiques d'évaluation des équipes médico-sociales. Elle viserait notamment à limiter le nombre de recours et de conflits avec les bénéficiaires, très chronophages, et à leur proposer un traitement égalitaire sur l'ensemble du territoire. Mais elle servirait aussi à « éviter les dérapages » sur les plans d'aide notifiés, c'est-à-dire les contenir : « le mot d'ordre était sensiblement identique d'un département à l'autre : mieux maîtriser les plans d'aide attribués ». La contrainte budgétaire du conseil départemental pèserait d'autant plus que les EMS n'ont pas la décision finale concernant la notification du plan : elles ne font que proposer un plan notifié au conseil départemental qui statue en dernier ressort.

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{M_1} \beta [v_1(M_1, IC_1, A_1) + u_1(Z_1)] + (1-\beta)[W(D_1)] \\ \text{s.c.} \left\{ \begin{array}{l} M_1 \leq \bar{M} \quad (\text{contrainte légale}) \\ M_1 \leq \frac{B - (1-a_2)\bar{M}}{(1-a_1)} \quad (\text{contrainte budgétaire}) \end{array} \right. \end{array} \right. \quad (P)$$

Deux scénarios sont envisagés selon que la contrainte budgétaire du département laisse libre le comportement de l'EMS (on parlera de contrainte budgétaire souple) ou contraint le comportement de l'EMS (on parlera de contrainte budgétaire stricte).

Dans le scénario 1, où l'on suppose que la contrainte budgétaire du département est souple, l'EMS raisonne comme si le budget B du département était suffisamment élevé. Dans ce cas, la contrainte légale sur le montant plafond est la plus forte et les EMS intériorisent la contrainte budgétaire seulement au travers de la désutilité des dépenses $W(D_1)$. Si les comportements des EMS ne sont pas budgétairement contraints, les plans notifiés sont fixés uniquement en fonction de l'utilité marginale de l'aide et de la désutilité de la dépense, perçue par les EMS : ils sont donc

indépendants du plafond légal dès lors que le plan d'aide notifié optimal est inférieur au plafond.

Le scénario 2 correspond au cas où l'EMS aurait intériorisé la nécessité de respecter une contrainte budgétaire départementale stricte. La contrainte budgétaire du département est plus forte que la contrainte légale sur le montant plafond. Une hausse du plafond \bar{M} (à budget constant) conduit l'EMS à réduire le montant de plan qu'elle propose à un bénéficiaire 1 et ce d'autant plus que le taux de participation de ce bénéficiaire est élevé. L'EMS cherche ainsi à faire se rapprocher le bénéficiaire 2 de la situation optimale qui ne pouvait être atteinte du fait du plafond initial, tout en respectant la contrainte budgétaire : l'utilité marginale du montant d'aide proposé au bénéficiaire 2 étant strictement positive, l'EMS augmente sa satisfaction en proposant moins au bénéficiaire 1 pour pouvoir proposer davantage au bénéficiaire 2, à budget constant.

La formalisation du programme de l'EMS pour chaque scénario est présentée dans l'encadré ci-dessous.

ENCADRÉ – Programme de l'EMS pour une contrainte budgétaire souple ou stricte

Scénario 1 : contrainte budgétaire souple

Le programme de l'EMS se réécrit comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{M_1} \beta [v_1(M_1, IC_1, A_1) + u_1(Z_1)] + (1-\beta)[W(D_1)] \\ \text{s.c.} \quad M_1 \leq \bar{M} \end{array} \right. \quad (P')$$

Le Lagrangien vaut :

$$L = \beta [v_1(M_1, IC_1, A_1) + u_1(Z_1)] + (1-\beta)[W(D_1)] + \lambda(\bar{M} - M_1)$$

Si l'EMS souhaite proposer au bénéficiaire 1 un montant strictement inférieur au plafond ($\lambda = 0$), on peut alors montrer, à l'aide des conditions de premier ordre et en appliquant le théorème de la fonction implicite, que pour le bénéficiaire 1 :

$$\frac{\partial M_1}{\partial IC_1} \Big|_{M_1^*} = - \frac{\frac{\partial F}{\partial IC_1} \Big|_{M_1^*}}{\frac{\partial F}{\partial M_1} \Big|_{M_1^*}} = - \frac{v_{1,MC}(M_1^*, IC_1, A_1)}{v_{1,MM}(M_1^*, IC_1, A_1) + a_1^2 u_{1,ZZ}(Z_1(M_1^*)) + \left(\frac{1-\beta}{\beta}\right)(1-a_1)^2 W_{DD}(D_1(M_1^*))}$$

Si l'utilité marginale de l'aide formelle décroît avec la quantité d'aide informelle ($v_{1,MC} < 0$), c'est-à-dire si aide formelle et informelle sont substituables ou considérées comme telles par les EMS, alors le montant du plan d'aide proposé par l'EMS décroît avec la quantité d'aide informelle reçue par le bénéficiaire. Le fait que les plans d'aide soient conditionnés aux ressources en aide informelle est un point sensible car la loi n'est pas complètement explicite en la matière. Nous pourrions vérifier empiriquement le comportement qui semble adopté par les EMS.

D'autre part, si l'utilité marginale de l'aide formelle décroît avec le degré d'autonomie ($v_{1,MA} < 0$), alors le montant du plan proposé par l'EMS croît, de manière attendue, avec le degré de dépendance du bénéficiaire (donc décroît avec A).

$$\frac{\partial M_1}{\partial A_1} \Big|_{M_1^*} = - \frac{\frac{\partial F}{\partial A_1} \Big|_{M_1^*}}{\frac{\partial F}{\partial M_1} \Big|_{M_1^*}} = - \frac{v_{1,MA}(M_1^*, IC_1, A_1)}{v_{1,MM}(M_1^*, IC_1, A_1) + a_1^2 u_{1,ZZ}(Z_1(M_1^*)) + \left(\frac{1-\beta}{\beta}\right)(1-a_1)^2 W_{DD}(D_1(M_1^*))} < 0$$

Concernant l'effet de \bar{M} , une hausse du plafond n'affecte pas les montants notifiés que l'ancien plafond ne contraignait pas : l'effet est alors nul sur les bénéficiaires initialement « sous le plafond ».

$$\text{Si } M_1^* < \bar{M}: \frac{\partial M_1}{\partial \bar{M}} \Big|_{M_1^*} = 0$$

→

ENCADRÉ (suite)

Scénario 2 : contrainte budgétaire stricteLe programme se réécrit comme suit^(a) :

$$\left\{ \begin{array}{l} \max_{M_1} \beta [v_1(M_1, IC_1, A_1) + u_1(Z_1)] + (1-\beta)[W(D_1)] \\ \text{s.c.} \quad M_1 \leq \bar{B} (< \bar{M}) \end{array} \right. \quad (P'')$$

$$\text{avec : } \bar{B} = \frac{B - (1-a_2)\bar{M}}{(1-a_1)}$$

À l'optimum, dans le cas où la contrainte budgétaire est stricte, l'EMS propose donc toujours au bénéficiaire 1 un montant strictement inférieur au plafond légal ($M_1 < \bar{M}$) et inférieur ou égal à \bar{B} . On supposera que l'équipe est contrainte par le budget du département c'est-à-dire qu'elle aurait souhaité proposer davantage au bénéficiaire 1 :

$$M_1^* = \frac{B - (1-a_2)\bar{M}}{(1-a_1)}$$

Dans le cas d'une contrainte budgétaire stricte et pour certains profils de bénéficiaires « sous le plafond », on observe désormais^(b) :

$$\frac{\partial M_1}{\partial \bar{M}} = \frac{-(1-a_2)}{(1-a_1)} < 0$$

$$\frac{\partial^2 M_1}{\partial \bar{M} \partial a_1} = \frac{-(1-a_2)}{(1-a_1)^2} < 0$$

Une hausse du plafond \bar{M} (à budget constant) conduit l'EMS à réduire le montant de plan qu'elle propose au bénéficiaire 1 ($\frac{\partial M_1}{\partial \bar{M}} < 0$) et ce d'autant plus que le taux de participation du bénéficiaire 1 est élevé ($\frac{\partial^2 M_1}{\partial \bar{M} \partial a_1} < 0$).

(a) On suppose toutefois que $B > (1-a_2)\bar{M}$ de sorte que le budget du département reste strictement positif après que l'EMS a proposé le montant \bar{M} au bénéficiaire 2. On fait également l'hypothèse que le budget est insuffisant pour financer les deux plans au plafond.

(b) Dans le cas de ce modèle simplifié, on fait l'hypothèse implicite que le bénéficiaire 2 reste toujours servi au plafond, même après la hausse de \bar{M} . On pourrait mettre en évidence des résultats analogues sans avoir à faire cette hypothèse.

3. Spécification empirique

Soit i un bénéficiaire de l'APA à domicile dont le GIR est connu, vivant dans le département j à l'année t . Soit M_{ijt} le montant de plan d'aide que l'EMS propose au bénéficiaire, ne pouvant excéder le plafond légal \bar{M}_t en vigueur à l'année t . Pour près de 25 % des bénéficiaires de l'échantillon en 2011, le montant du plan notifié est égal à la valeur du plafond : 18.4 % des bénéficiaires en GIR 4, 31.6 % des GIR 3, 35.2 % des GIR 2 et 51.6 % des GIR 1. Dans un tel cas de données censurées, l'estimation par les moindres carrés ordinaires est biaisée. Il faut donc proposer un traitement approprié de la censure pour estimer correctement l'évolution du montant du plan entre 2011 et 2017, toutes choses égales par ailleurs. Le modèle de régression censurée ou modèle Tobit (Tobin, 1958) est donc estimé dans un premier temps :

$$M_{ijt} = \begin{cases} M_{ijt}^* & \text{si } M_{ijt}^* < \bar{M}_t \\ \bar{M}_t & \text{si } M_{ijt}^* \geq \bar{M}_t \end{cases}$$

avec : $M_{ijt}^* = X_{ijt}'\beta + \delta_j + \gamma_t + \epsilon_{ijt}$, où $\epsilon_{ijt} \sim N(0, \sigma^2)$, M_{ijt}^* correspond au montant latent du plan d'aide choisi par l'EMS, inobservable au-delà du plafond, et le vecteur X_{ijt} contient les variables d'âge en tranches, de sexe et de situation de couple, ainsi que les ressources en

tranches, j étant le département de résidence et t l'année. Ce modèle Tobit est estimé sur quatre sous-échantillons correspondants à chaque GIR. Le modèle Tobit ne permet toutefois d'estimer qu'un effet moyen de l'année sur le montant proposé par l'EMS. Or, comme le prévoit le modèle théorique, on peut s'attendre à ce que les évolutions des montants proposés entre 2011 et 2017 diffèrent selon la taille des plans (modestes ou conséquents). Dans un second temps, nous estimons donc plusieurs régressions quantiles censurées (Fack & Landais, 2009 ; 2010). Contrairement aux modèles Tobit, l'avantage des régressions quantiles censurées est de ne reposer sur aucune hypothèse paramétrique concernant la distribution du terme d'erreur. La régression quantile, au lieu d'estimer l'espérance conditionnelle de la variable dépendante, estime les quantiles conditionnels. Dans notre cas, le τ^e quantile conditionnel de la distribution du montant M peut ainsi s'écrire de la façon suivante :

$$Q_{M|Z}(\tau) = X_{ijt}'\beta(\tau) + \delta(\tau)j + \gamma(\tau)t,$$

où $Z = \{X; j; t\}$ est l'ensemble des facteurs explicatifs observables des quantiles de la distribution des montants.

Les quantiles conditionnels ne sont pas affectés par la censure, dès lors qu'ils sont strictement

inférieurs au plafond. L'estimateur de régression quantile censurée mobilisé ici (voir Annexe en ligne C1 – lien à la fin de l'article) est un estimateur en trois étapes (Chernozhukov & Hong, 2002 ; Fack & Landais, 2009). Celui-ci permet d'obtenir des estimateurs sans biais et de variance minimale pour chaque valeur de τ considérée. Ainsi, on peut estimer l'évolution, entre 2011 et 2017, des montants proposés aux bénéficiaires recevant des plans modestes (quantiles inférieurs) et celle des montants proposés aux bénéficiaires recevant des plans conséquents (quantiles supérieurs), dont la valeur est proche de celle du plafond.

Pour analyser plus finement le rôle de la contrainte budgétaire départementale sur les décisions prises par l'EMS, les modèles Tobit et les régressions quantiles censurées sont réestimés sur deux sous-échantillons de départements distincts, construits selon la part de bénéficiaires en GIR 1 ou 2 parmi l'ensemble des bénéficiaires de l'APA à domicile en 2015. Les départements où la part de bénéficiaires très dépendants, ciblés par la réforme, est la plus élevée sont en effet ceux pour lesquels l'accroissement potentiel des dépenses départementales induit par la mise en œuvre de la loi est le plus important, et donc ceux pour lesquels le resserrement de la contrainte budgétaire risque d'être le plus fort.

Finalement, les modèles Tobit ainsi que trois⁷ des quatre régressions quantiles censurées sont réestimés sur le sous-échantillon de bénéficiaires dont les ressources sont strictement inférieures à 739.80 € : il s'agit du niveau de ressources, exprimé en euros 2017, en dessous duquel le taux de participation du bénéficiaire est nul à la fois en 2011 et en 2017. Ainsi, pour ces bénéficiaires, la loi ASV ne s'est pas accompagnée d'une modification du taux de participation. Sur ce sous-échantillon, les effets observés sont donc *a priori* directement imputables à la hausse des plafonds entre 2011 et 2017.

4. Données

4.1. Échantillon

Les remontées individuelles APA-ASH sont des données administratives relatives à l'ensemble des bénéficiaires de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie et de l'Aide Sociale à l'Hébergement (ASH). Elles sont recueillies par la DREES auprès des conseils départementaux et portent sur les années 2007, 2011 et 2017. Les données 2007 ne sont pas mobilisées dans cette étude car elles ne couvrent qu'un champ réduit de 34 départements. Concernant les bénéficiaires de l'APA à domicile, ces remontées permettent de connaître leurs

caractéristiques principales (âge, sexe, situation de couple, ressources, GIR), leur parcours dans l'APA (évolution du niveau de dépendance ou changement de lieu de vie) ainsi que le détail des plans d'aide qui leur ont été notifiés (montants, volumes, types d'aide, types de fournisseurs). Il ne s'agit pas d'une enquête en panel au sens où les bénéficiaires présents dans les données 2011 ne peuvent être réidentifiés en 2017.

Initialement, les données recueillies se composent de 1 590 014 observations relatives aux bénéficiaires de l'APA à domicile dans 102 départements : 967 625 correspondent à des bénéficiaires en 2017 (60.9 % de l'échantillon) et 622 389 correspondent à des bénéficiaires en 2011 (39.1 % de l'échantillon). Les remontées individuelles étant obligatoires en 2017 mais sur la base du volontariat en 2011, le nombre d'observations est significativement moindre en 2011 car environ un tiers des départements n'avait pas répondu. Plusieurs étapes de sélection sont mises en œuvre, sur les individus et les départements, pour constituer l'échantillon final de bénéficiaires retenus dans l'étude (voir annexe). En particulier, seuls les bénéficiaires « entrants » dans le dispositif, c'est-à-dire ceux dont les droits à l'APA ont ouvert depuis le 1^{er} juin de l'année $N-1$, sont retenus dans l'échantillon : l'objectif est de s'assurer que les bénéficiaires en 2017 ont bien bénéficié des plafonds en vigueur après la mise en application de la loi ASV le 1^{er} mars 2016, d'une part, et de construire un échantillon de bénéficiaires en 2011 qui soit comparable à celui de 2017, d'autre part. L'échantillon final contient des informations sur 304 506 bénéficiaires appartenant aux 56 départements ayant répondu aux deux vagues d'enquêtes, dont deux DOM (la Guadeloupe et la Martinique) : 155 389 observations relatives à des bénéficiaires en 2011 et 149 117 à des bénéficiaires en 2017⁸.

4.2. Statistiques descriptives

Les bénéficiaires en GIR 4 et 3 sont plus âgés en moyenne en 2017 qu'en 2011, tandis que l'écart est nul pour les bénéficiaires en GIR 2 et que les bénéficiaires en GIR 1 sont plus jeunes en 2017 : 83.5 ans en moyenne en 2017 contre 84.5 ans en 2011 (tableau 1). Quel que soit le GIR, la

7. Le sous-échantillon des bénéficiaires en GIR 1 dont les ressources sont strictement inférieures à 739.80 € ne contient que 666 observations : les estimateurs des paramètres des régressions quantiles ne peuvent être estimés de façon convergente.

8. La durée de perception de l'APA s'élève à trois ans et sept mois en moyenne et n'excède pas six ans pour environ 8 bénéficiaires sur 10 (Boneschi & Zakri, 2018). Sachant que ces durées comptabilisent aussi d'éventuelles périodes en établissement, la plupart des bénéficiaires de l'APA à domicile en 2011 ne le sont de toute façon plus en 2017.

Tableau 1 – Caractéristiques moyennes des bénéficiaires de l'échantillon en 2011 et en 2017

	Tous GIR		GIR 4		GIR 3		GIR 2		GIR 1	
	2011	2017	2011	2017	2011	2017	2011	2017	2011	2017
Nombre d'observations	155 389	149 117	92 797	94 068	33 303	30 683	26 125	22 363	3 164	2 003
Âge révolu	82.4	82.7	81.9	82.4	83.3	83.7	83.0	83.0	84.5	83.5
Part de femmes	0.675	0.648	0.708	0.682	0.643	0.607	0.604	0.572	0.619	0.562
Ressources APA (en euros / mois) ⁽¹⁾	1 373	1 443	1 322	1 418	1 418	1 450	1 483	1 541	1 510	1 441
Taux de participation	0.239	0.251	0.227	0.254	0.249	0.244	0.264	0.252	0.262	0.216
En couple	0.385	0.424	0.357	0.392	0.376	0.432	0.482	0.532	0.488	0.592
Part de GIR 4	0.597	0.631								
Part de GIR 3	0.214	0.206								
Part de GIR 2	0.168	0.150								
Part de GIR 1	0.020	0.013								
Plafond ⁽¹⁾	732	853	563	664	839	995	1 126	1 377	1 314	1 715
Part de plans saturés (« au plafond »)	0.248	0.129	0.184	0.089	0.316	0.183	0.353	0.210	0.516	0.264
Montant du plan ⁽¹⁾	507	495	367	358	604	616	811	852	1 070	1 129

⁽¹⁾ en euros 2017.

Note : valeurs non pondérées.

Lecture : en 2011, l'âge moyen des bénéficiaires en GIR 4 de l'échantillon s'élève à 81.9 ans, contre 82.4 ans en 2017.

Source et champ : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017, bénéficiaires de l'APA à domicile en France métropolitaine et DROM (hors Mayotte) en 2011 et 2017, dont les droits ont ouvert après le 1^{er} juin de l'année N-1 et qui vivent dans l'un des 56 départements ayant participé aux remontées individuelles en 2011 et en 2017.

part de femmes parmi les bénéficiaires est plus faible en 2017 qu'en 2011. Cet écart est à mettre en parallèle avec la réduction de plus de 9 mois de l'écart d'espérance de vie entre hommes et femmes entre 2011 et 2017 et l'augmentation de l'écart d'espérance de vie sans incapacité au profit des femmes (Deroyon, 2019). La part de bénéficiaires en couple a également eu tendance à augmenter, passant de 38.5 % en 2011 à 42.4 % en 2017.

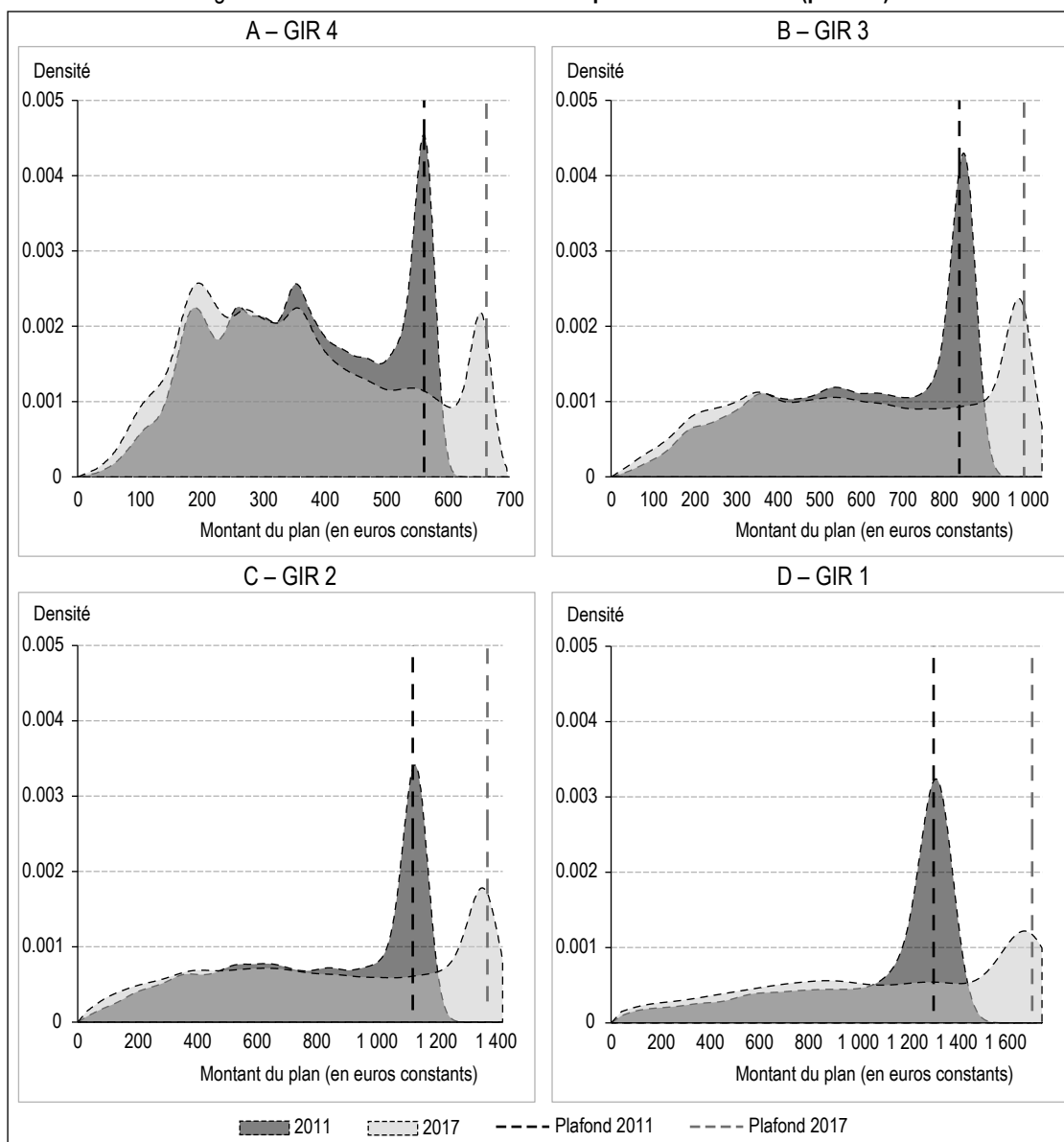
Les ressources moyennes des bénéficiaires ont augmenté de 1 373 € à 1 443 € par mois (en euros constants⁹), du fait notamment de l'amélioration tendancielle des retraites des générations concernées par l'APA. De manière attendue, le taux de participation moyen des bénéficiaires au financement du plan d'aide a donc augmenté d'un peu plus d'un point de pourcentage (de 23.9 % en 2011 à 25.1 % en 2017). Néanmoins, on observe que la hausse du taux de participation se limite aux GIR 4 : elle n'a pas concerné les bénéficiaires en GIR 3, et le taux a même diminué pour les bénéficiaires en GIR 2 et en GIR 1. La mise en application, avec la loi ASV, du nouveau barème de calcul fait décroître le taux lorsque le montant du plan excède certains seuils, atteints plus fréquemment par les bénéficiaires les plus dépendants. La répartition des bénéficiaires « entrants » par GIR s'est également légèrement déformée dans l'échantillon entre 2011 et 2017, la part de bénéficiaires en GIR 4 ayant augmenté de 59.7 % en 2011 à 63.1 % en 2017. En euros constants, les valeurs des plafonds légaux ont augmenté,

respectivement, de 18, 19, 22 et 31 % entre 2011 et 2017 pour les GIR 4, 3, 2 et 1.

Au regard des distributions des montants de plan par GIR en 2011 et en 2017 (figure II), la probabilité qu'un bénéficiaire reçoive un montant de plan égal au plafond décroît sensiblement pour chaque GIR entre 2011 et 2017. La hausse des plafonds consécutive à la loi ASV a donc permis de réduire la fréquence des cas où le plafond contraint les choix des EMS. Pour près de 50 % des bénéficiaires en GIR 4 en 2017, le montant de plan est compris entre 200 et 375 € et donc très inférieur au plafond (664 €) : les profils d'incapacité des bénéficiaires ou les montants proposés par les EMS, à type d'incapacité donné, seraient plus variables parmi les bénéficiaires en GIR 4 que parmi ceux appartenant aux autres GIR. Quel que soit le GIR, la distribution des montants de plans les plus éloignés du plafond se décale vers la gauche : les bénéficiaires en GIR 4 ont une plus grande probabilité en 2017 qu'en 2011 de se voir notifier un montant de plan inférieur à 250 €. De même, en 2017, les bénéficiaires ont une plus grande probabilité qu'en 2011 de se voir notifier un plan inférieur à 350 € pour les GIR 3, inférieur à 500 € pour les GIR 2 et inférieur à 1 000 € pour les GIR 1.

9. Les ressources, montants et plafonds de 2011 sont corrigés du taux de croissance de la Majoration pour Tierce Personne (MTP) entre le 1^{er} janvier 2011 et le 1^{er} janvier 2017 (+6.4 %), qui suit elle-même l'indice des prix. Cette évolution est légèrement inférieure à celle, observée dans l'échantillon, du tarif horaire médian de l'aide humaine, calculé comme le quotient du montant d'aide humaine notifié dans le plan sur le nombre d'heures d'aide humaine notifié : ce tarif horaire médian augmente de 9.2 %, passant de 18.4 € en 2011 à 20.1 € en 2017.

Figure II – Distribution des montants de plan en 2011 et 2017 (par GIR)



Note : valeurs non pondérées. Montants en euros 2017. Les plafonds sont représentés en traits pointillés verticaux.

Lecture : en 2017, la probabilité que le montant notifié à un bénéficiaire en GIR 3 soit compris entre 500 et 750 € est environ égale à $0.001 \times (750 - 500) = 0.25$ (aire en gris foncé sous la courbe entre les points d'abscisse 500 et 750).

Source : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017.

5. Résultats

Les résultats des modèles Tobit par GIR sont présentés au tableau 2. Ces modèles contiennent des effets fixes départementaux, introduits afin de purger des caractéristiques départementales constantes dans le temps qui influenceraient le montant moyen proposé par les EMS. Premièrement, la valeur de la constante, qui représente l'ordre de grandeur du montant de plan moyen proposé par les EMS, croît fortement avec la sévérité de la dépendance du bénéficiaire. Pour un GIR donné, le montant de plan moyen proposé augmente aussi avec l'âge du bénéficiaire : pour un bénéficiaire en GIR 4, il varie d'environ 30 € selon que le bénéficiaire a moins

de 75 ans ou entre 85 et 90 ans. Pour un bénéficiaire en GIR 3, l'augmentation constatée est de 68 € entre ces deux classes d'âges. L'écart atteint 76 € pour un bénéficiaire en GIR 2 et 105 € pour un bénéficiaire en GIR 1.

L'EMS propose un montant de plan notifié plus élevé aux femmes en couple qu'aux hommes en couple, et ce d'autant plus que le bénéficiaire est sévèrement dépendant : pour un bénéficiaire en GIR 4 vivant en couple, l'EMS propose un montant plus élevé de 15 € s'il s'agit d'une femme que s'il s'agit d'un homme, à caractéristiques autres fixées. Parmi les bénéficiaires en couple, l'écart femme/homme est nettement plus élevé pour les bénéficiaires en GIR 3, 2 ou

1 (+81 € en faveur des femmes pour les GIR 3 et 2 et +91 € en faveur des femmes pour les GIR 1). Ces écarts selon le sexe pourraient en partie s'expliquer par les types de tâches différents pour lesquels les hommes et les femmes expriment un besoin d'aide, à GIR donné (Soullier & Weber, 2011). Néanmoins, l'écart entre les hommes et les femmes vivant seuls est nettement plus faible, quel que soit le GIR. Le montant de plan que l'EMS propose à un bénéficiaire vivant seul est plus élevé que celui d'un bénéficiaire vivant en couple, toutes choses égales par ailleurs. L'écart est d'environ 70 € en moyenne pour un bénéficiaire en GIR 4, 190 € pour un bénéficiaire en GIR 3 et 270 € pour un bénéficiaire en GIR 2. Le moindre écart observé pour un bénéficiaire en GIR 1 (près de 180 €) que pour un bénéficiaire en GIR 2 (environ 270 €) est commenté ci-après. Ces effets, sur les montants proposés, à la fois du sexe pour les bénéficiaires en couple, et de la situation de couple (hommes et femmes confondus) pourraient témoigner du rôle de l'aide informelle potentiellement ou effectivement apportée par les conjoints, et spécifiquement les conjointes, sur les montants d'aide proposés. Parmi les bénéficiaires en couple, soit les femmes ne peuvent compter sur la réception d'autant d'aide informelle que les hommes, soit les EMS font elles-mêmes cette hypothèse lors

de l'élaboration du plan d'aide. L'aide informelle est davantage assignée socialement aux femmes qu'aux hommes, encore aujourd'hui (Weber, 2010). Les femmes sont également en meilleure santé que leurs conjoints en moyenne, à âge donné, et donc potentiellement plus en capacité d'apporter une aide. L'effet couple est plus faible pour les bénéficiaires en GIR 1 que pour les bénéficiaires en GIR 2, à la fois chez les hommes et chez les femmes. Pour les bénéficiaires en GIR 1 le besoin d'aide est tellement important que la nécessité de se voir notifier un plan conséquent dépend moins directement de la quantité d'aide informelle reçue que pour les bénéficiaires en GIR 2.

Quel que soit le GIR, le montant du plan que propose l'EMS est significativement plus élevé pour les bénéficiaires dont les ressources sont strictement inférieures à 1 000 €. Parmi les bénéficiaires en GIR 4, le montant proposé est également significativement plus élevé pour les bénéficiaires dont les ressources sont strictement supérieures à 2 500 €. Ces deux groupes de bénéficiaires (ceux à bas niveau de ressources et ceux à haut niveau de ressources) sont ceux dont les taux de participation avant réforme sont respectivement très faibles et très élevés. En revenant au modèle théorique présenté plus haut, ce résultat pourrait traduire le fait que les poids respectifs accordés par

Tableau 2 – Résultats des modèles Tobit sur le montant du plan d'aide (par GIR)

	GIR 4		GIR 3		GIR 2		GIR 1	
Constante	325.6***	(4.4)	456.0***	(16.3)	673.6***	(30.7)	1 039.8***	(120.2)
Âge (Réf. [60 ; 75])								
[75 ; 80[7.9***	(1.3)	25.8***	(4.4)	21.6**	(7.2)	-0.2	(31.0)
Âge : [80 ; 85[17.1***	(1.2)	46.4***	(3.9)	53.1***	(6.4)	83.1**	(28.9)
Âge : [85 ; 90[29.6***	(1.2)	67.5***	(3.8)	76.0***	(6.3)	104.6***	(28.2)
Âge : 90 ou +	45.2***	(1.3)	70.8***	(4.0)	72.1***	(6.7)	42.3	(29.4)
Sexe et situation de couple (Réf. Homme en couple)								
Femme en couple	15.1***	(1.2)	81.0***	(3.7)	80.7***	(5.6)	91.0***	(22.9)
Homme seul	72.5***	(1.4)	189.1***	(4.0)	266.4***	(7.4)	177.7***	(34.0)
Femme seule	69.1***	(1.0)	198.8***	(2.9)	278.6***	(5.0)	205.3***	(21.5)
Ressources en euros / mois (Réf. [0 ; 739.8])								
[739.8 ; 1 000[-9.0***	(1.5)	-9.8**	(4.5)	-1.1	(7.9)	46.8	(30.1)
[1 000 ; 1 250[-20.3***	(1.4)	-29.8***	(4.4)	-19.6**	(7.6)	-25.9	(29.5)
[1 250 ; 1 500[-29.8***	(1.4)	-33.9***	(4.5)	-48.1***	(7.9)	-19.9	(31.1)
[1 500 ; 2 000[-31.3***	(1.4)	-44.4***	(4.4)	-64.0***	(7.6)	-49.3	(30.3)
[2 000 ; 2 500[-26.5***	(1.7)	-36.0***	(5.2)	-77.0***	(8.8)	-102.6**	(35.4)
2 500 ou +	13.7***	(2.1)	-5.3	(5.6)	-11.3	(9.1)	-26.9	(36.1)
Effet fixe départemental	Oui		Oui		Oui		Oui	
Année : 2017 (Réf. 2011)	-9.1***	(0.8)	15.3***	(2.4)	48.8***	(4.1)	55.8**	(18.0)
σ	159.2***	(0.3)	280.3***	(1.0)	414.9***	(1.7)	540.2***	(7.5)
N	186 865		63 986		48 488		5 167	

Note : valeurs non pondérées. Montants en euros 2017. Les erreurs-types sont présentées entre parenthèses. * p < 0.10 ; ** p < 0.05 ; *** p < 0.001. Lecture : parmi les bénéficiaires en GIR 4, les EMS proposent en moyenne un montant de plan notifié qui vaut 29.6 € de plus à un bénéficiaire dont l'âge est compris entre 85 et 90 ans qu'à un bénéficiaire âgé de moins de 75 ans, toutes choses égales par ailleurs. Source : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017.

l'EMS à l'utilité du bénéficiaire et à la dépense du département dans sa propre fonction d'utilité (i.e. les coefficients β et $1-\beta$) dépendent du niveau de ressources du bénéficiaire. Face à des bénéficiaires aux ressources modestes, l'EMS accorderait davantage d'importance à leur utilité qu'aux dépenses départementales : elle proposerait donc un montant moyen plus élevé aux bénéficiaires aux ressources les plus faibles car le coût marginal de l'aide pour ces bénéficiaires est bas (voire nul), et ce malgré le coût marginal élevé pour le département. Et donc, pour ces bénéficiaires aux ressources faibles, le montant proposé serait une fonction décroissante de leur taux de participation. À l'inverse, face à des bénéficiaires aux ressources plus importantes, l'EMS accorderait davantage de poids à la minimisation des dépenses départementales dans sa fonction d'utilité : elle proposerait donc un montant moyen plus élevé aux bénéficiaires aux ressources les plus conséquentes car le coût marginal de l'aide pour le département est faible. Donc, pour ces bénéficiaires aux ressources élevées, le montant proposé serait plutôt une fonction croissante de leur taux de participation.

Toutes choses égales par ailleurs, le montant moyen que les EMS proposent à un bénéficiaire en GIR 4 a diminué d'environ 9 € entre 2011 et 2017, malgré la hausse du plafond. Le signe de cet effet moyen semble valider le deuxième scénario du modèle théorique : pour pouvoir compenser le coût supplémentaire de la mise en application de la loi ASV pour le département, et respecter ainsi la contrainte budgétaire, les EMS auraient donc revu à la baisse le montant proposé à certains bénéficiaires en GIR 4. Au contraire, le montant moyen que les EMS proposent aux bénéficiaires en GIR 3, 2 et 1 a significativement augmenté de, respectivement, 16 €, 49 € et 57 € entre 2011 et 2017.

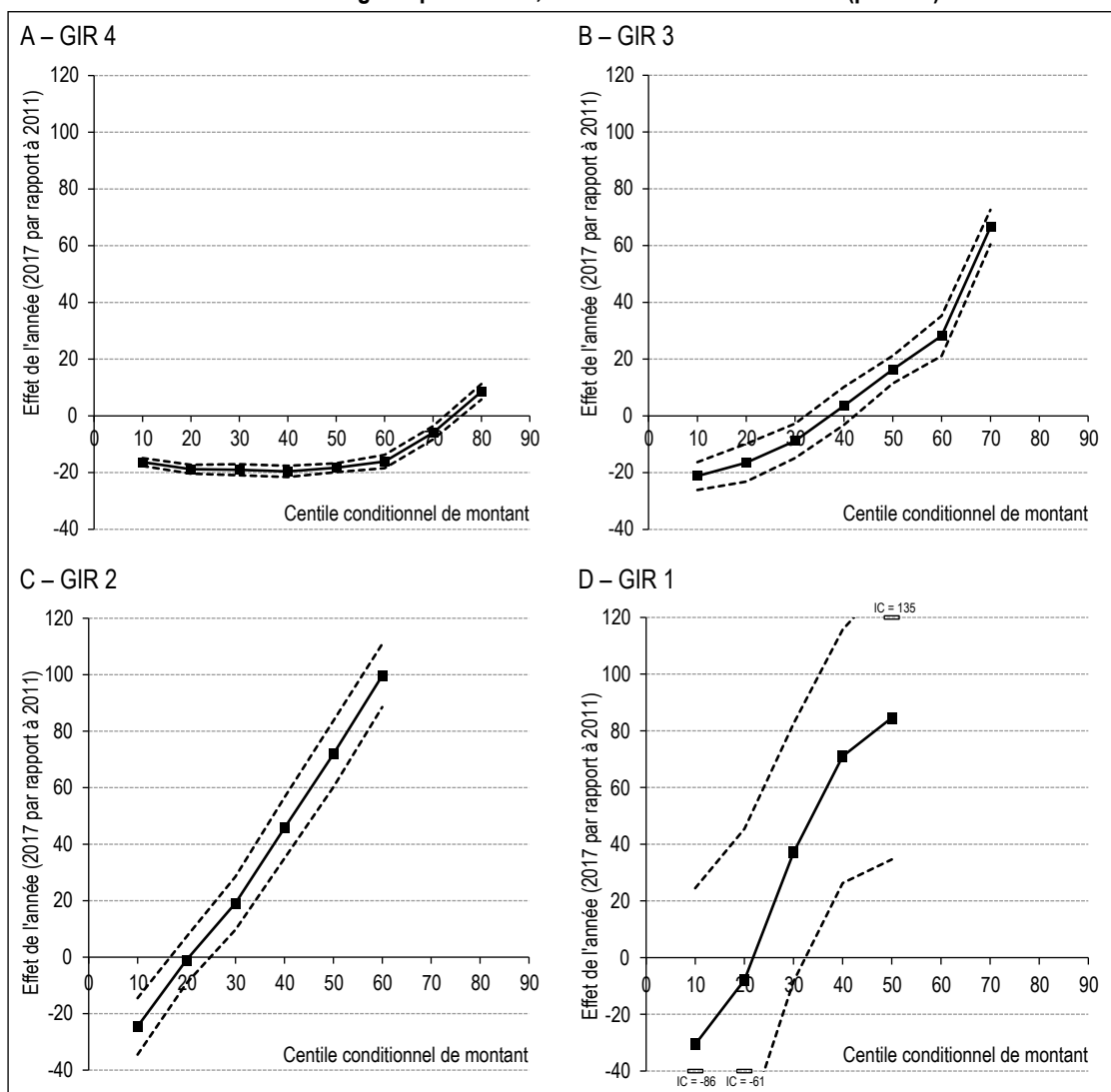
Les évolutions des montants proposés par les EMS pour les différents quantiles situés dans la partie non censurée de la distribution sont issues de régressions quantiles par GIR (figure III). Quel que soit le GIR, les évolutions des plans proposés aux bénéficiaires recevant des montants faibles sont différentes des évolutions des plans proposés aux bénéficiaires recevant des montants proches des plafonds, comme on pouvait l'observer dans les statistiques descriptives non conditionnelles (cf. figure II). Pour les bénéficiaires en GIR 4, les EMS ont réduit le montant proposé à une très large partie des bénéficiaires sous le plafond initial (de -15 à -20 € en moyenne entre le 10^e et le 60^e centile, -6 € pour le 70^e centile). Pour les individus en GIR 3 et en GIR 2, l'effet croît

strictement avec le quantile et la proportion de bénéficiaires concernés par une diminution du montant de plan proposé entre 2011 et 2017 est moindre que parmi les bénéficiaires en GIR 4. La diminution du montant n'est observable que pour les 10^e, 20^e et 30^e centiles parmi ceux en GIR 3, et uniquement pour le 10^e centile parmi ceux en GIR 2. À l'inverse, la hausse du montant proposé concerne une plus grande partie des bénéficiaires sous le plafond initial : parmi les bénéficiaires en GIR 3, la hausse est significative pour les 50^e, 60^e et 70^e centiles (+16 €, +28 € et +67 € respectivement). Parmi ceux en GIR 2, la hausse est significative dès le 30^e centile (de +20 € pour le 30^e centile à +100 € pour le 60^e centile). Parmi ceux en GIR 1, aucune baisse significative du montant n'est observable entre 2011 et 2017. L'effet de l'année reste croissant et atteint +85 € pour le 50^e centile. Néanmoins, du fait des tailles d'échantillon réduites pour les bénéficiaires en GIR 1, les effets ne sont pas estimés précisément.

Afin d'analyser plus en détail le rôle joué par la contrainte budgétaire départementale sur les évolutions observées, les modèles Tobit et les régressions quantiles censurées sont réestimés sur deux sous-échantillons de départements, construits selon la part de bénéficiaires en GIR 1 ou 2 parmi l'ensemble des bénéficiaires de l'APA à domicile en 2015 (voir Annexe en ligne C2, tableau C2-1). Les départements où la part des GIR 1 et 2 est supérieure à la moyenne sont en effet ceux pour lesquels l'accroissement potentiel des dépenses induit par la mise en œuvre de la loi est le plus important, et donc ceux pour lesquels le resserrement de la contrainte budgétaire risque d'être le plus fort. L'ampleur de la réduction du montant proposé aux bénéficiaires en GIR 4 entre 2011 et 2017 est plus forte dans ces départements (de -21 € à -28 € entre le 10^e et le 60^e centile) que dans ceux où la part des GIR 1 ou 2 est moindre (de -3 € à -10 € entre le 10^e et le 60^e centile). De même, parmi les GIR 3, le montant notifié diminue significativement jusqu'au 30^e centile, au seuil de 1 %, et jusqu'au 40^e centile (au seuil de 10 %), dans les départements où la part de bénéficiaires en GIR 1 ou 2 est supérieure à la moyenne. En revanche, on n'observe une baisse significative du montant notifié entre 2011 et 2017 que pour le 10^e centile, dans les départements où la part de bénéficiaires très dépendants est inférieure à la moyenne.

Jusqu'à présent, les modèles ont été estimés sur l'ensemble des bénéficiaires de l'APA à domicile. Les effets de l'année 2017 sont réestimés sur le sous-échantillon de bénéficiaires dont les ressources sont strictement inférieures à 739.80 €

Figure III – Évolutions des montants proposés par les EMS entre 2011 et 2017, toutes choses égales par ailleurs, selon le centile conditionnel (par GIR)



Lecture : pour chaque GIR, la courbe pleine représente les résultats des régressions quantiles censurées (effet de l'année 2017 par rapport à 2011). Les courbes en pointillées représentent l'intervalle de confiance à 95 % calculé par bootstrap (50 répliquions). Le montant proposé par les EMS aux bénéficiaires en GIR 4 diminue de 16 € entre 2011 et 2017 au niveau du 10^e centile conditionnel.
 Source : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017.

(voir Annexe en ligne C3, tableau C3-1) : il s'agit du niveau de ressources en dessous duquel leur taux de participation est resté constant et égal à zéro entre 2011 et 2017. Sur ce sous-échantillon de bénéficiaires, malgré quelques variations pour certains quantiles, les effets estimés restent très cohérents avec ceux observés sur l'échantillon complet. Ce test permet d'écarter la possibilité que l'effet observé sur l'ensemble de l'échantillon soit dû à la baisse du taux de participation pour les montants de plans élevés et confirme l'influence de la hausse des plafonds consécutive à la mise en œuvre de la loi ASV sur les montants de plans proposés par les EMS.

* *
 *

L'objectif de cet article était d'évaluer l'effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les montants de plans proposés par les EMS aux bénéficiaires. Un modèle théorique simplifié a été présenté dans lequel deux réponses comportementales possibles sont envisagées, selon la force de la contrainte budgétaire départementale, et plusieurs modèles de régression censurée ont ensuite été estimés à partir des données des remontées individuelles sur les bénéficiaires de l'APA à domicile en 2011 et en 2017. L'un des objectifs principaux de la réforme consistait en l'amélioration de la couverture des besoins des bénéficiaires les plus dépendants et semble avoir été atteint. Entre 2011 et 2017, on observe une hausse des montants de plans moyens notifiés aux bénéficiaires les plus sévèrement dépendants, notamment à ceux en GIR 1 et 2,

à caractéristiques données. Au sein de chaque GIR, on observe aussi un déplacement vers la droite, c'est-à-dire des montants plus élevés, de la distribution des plans d'aide, pour les bénéficiaires dont les besoins en aide sont les plus importants. Les résultats empiriques montrent également que la réforme ne s'est pas traduite par un simple étalement du haut de la distribution des montants notifiés, à GIR donné, c'est-à-dire que l'effet de l'augmentation des plafonds ne se fait pas sentir uniquement au voisinage des plafonds, comme une prévision naïve aurait pu l'anticiper. Elle ne s'est pas non plus traduite par une translation de l'ensemble de la distribution vers des montants plus élevés, à GIR donné. Au contraire, au sein de chaque GIR, les distributions des montants notifiés en 2017 sont plus étalées à droite comme à gauche : l'étalement concerne également le bas de la distribution, laissant supposer que les contraintes budgétaires pesant sur les conseils départementaux ont conduit les EMS à réduire les montants proposés aux personnes relativement moins dépendantes pour financer la hausse de ceux notifiés aux personnes sévèrement affectées par la perte d'autonomie. Cet arbitrage s'observe également entre niveaux de GIR puisque, toutes choses égales par ailleurs, le montant moyen que les EMS proposent à un bénéficiaire en GIR 4 a diminué d'environ 9 € entre 2011 et 2017 alors qu'il a augmenté, respectivement pour les GIR 3, 2 et 1, de 16 €, 49 € et 57 €. Les analyses par sous-échantillons de départements indiquent en outre que l'arbitrage est plus prononcé au sein des départements où la part de bénéficiaires très dépendants (en GIR 1 ou 2) est supérieure à la moyenne, c'est-à-dire dans les départements où le surcoût potentiel induit par la réforme est le plus élevé. La loi ASV a donc eu les effets attendus sur les montants des plans notifiés aux personnes les plus sévèrement touchées par la perte d'autonomie (au sein d'un GIR et entre les GIR) mais a aussi affecté le montant des plans notifiés aux bénéficiaires les moins dépendants. Elle a induit, en raison des contraintes budgétaires serrées pesant sur les départements, un transfert des ressources de l'APA des moins dépendants vers les plus dépendants.

Plusieurs limites à ce travail peuvent être évoquées. Premièrement, les données mobilisées sont celles de 2011 et 2017, alors que la loi ASV a été adoptée le 28 décembre 2015 et son volet relatif à l'APA à domicile mis en application le 1^{er} mars 2016. D'autres événements que la loi, ayant eu lieu entre 2011 et 2017 et non observés dans les données, ont pu affecter les montants proposés par les EMS aux bénéficiaires de

l'APA à domicile. Il semble notamment qu'il ait pu y avoir un resserrement généralisé des finances des départements antérieur à la mise en application de la loi ASV, au regard de la baisse constatée du montant moyen par bénéficiaire de l'APA à domicile à la charge des conseils départementaux entre 2013 et 2015 (Arnault, 2019). Il faut donc interpréter les évolutions observées avec prudence : une partie des effets mesurés pourrait également résulter d'évolutions de caractéristiques inobservées des bénéficiaires, telles que leur état de santé à GIR donné, ou d'évolutions dans l'attribution du GIR, à état de santé et sévérité de la perte d'autonomie donnés. Ainsi, une amélioration de l'état de santé et de l'autonomie des personnes les moins dépendantes parmi les GIR 4 entre 2011 et 2017, et donc une diminution de leurs besoins en aide subventionnée, pourrait conduire à une surestimation des arbitrages réalisés entre bénéficiaires peu dépendants et très dépendants du fait de la réforme. À l'inverse, si les besoins des bénéficiaires se sont accrus à GIR donné, c'est-à-dire si les conditions d'accès à l'APA se sont durcies notamment pour les personnes les moins dépendantes, il est possible que les arbitrages décrits précédemment soient sous-estimés. Les données administratives mobilisées dans le cadre de cette étude ne permettent pas de répondre à ces questions car, excepté le GIR, elles ne collectent pas d'informations fines sur l'état de santé du bénéficiaire et sur la nature de ses besoins en aide. Le fait d'exclure les « anciens » bénéficiaires conduit en outre à ne pas observer les réévaluations des plans d'aide, aux nouvelles conditions, auxquelles ces anciens bénéficiaires ont potentiellement eu droit. Ces réévaluations ont pu avoir un impact sur la contrainte budgétaire des départements et affecter en retour les montants moyens notifiés aux bénéficiaires « entrants » en 2017. Enfin, ce travail ne permet pas pour l'heure de comprendre précisément si les évolutions observées entre 2011 et 2017 dans les montants notifiés par les EMS reflètent plutôt des variations « quantitatives » dans les volumes d'aide notifiés, des évolutions « qualitatives » dans les types d'intervenants prescrits à volumes d'aide constants, ou des évolutions des tarifs horaires de l'aide fixés par les départements à type d'intervenant inchangé. L'analyse actuelle pourrait être prolongée en étudiant les déterminants des volumes d'aide notifiés ou des types d'intervention plutôt que des montants notifiés : la qualité des informations collectées sur ces deux dimensions, notamment en 2011, est toutefois moindre avec un nombre important de départements ne les ayant pas fournies pour l'ensemble des bénéficiaires. Travailler sur

les volumes d'aide notifiés plutôt que sur les montants complexifierait en outre la gestion de la censure due aux plafonds.

Cet article permet de mieux comprendre les pratiques des équipes médico-sociales, peu étudiées jusqu'à présent, et leur rôle déterminant sur la mise en œuvre des politiques publiques dans le champ de la perte d'autonomie. Il montre que les EMS ont bien répondu aux incitations de la loi ASV en augmentant les plans d'aide des plus dépendants mais qu'elles auraient aussi,

dans un environnement contraint financièrement, réduit les plans d'aide pour les moins dépendants. Alors que l'accent est aujourd'hui mis sur la prévention de la perte d'autonomie, on peut s'interroger sur les conséquences de ces arbitrages opérés par les EMS sur la réalisation d'un tel objectif. On peut également se demander dans quelle mesure la disparité des pratiques des EMS, dont le rôle crucial dans l'application de la loi est mis en évidence dans ce travail, est source d'inégalités de traitement entre bénéficiaires sur l'ensemble du territoire. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/5396122/ES-524-525_Arnault-Wittwer_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

Abdouni, S. (2018). Fin 2017, les départements ont attribué 2 millions de prestations d'aide sociale aux personnes âgées ou handicapées. *Études et Résultats* N° 1091.

https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er_1091.pdf

Arnault, L. (2019). Montants d'APA à domicile depuis 2011 : une réallocation au bénéfice des plus dépendants. *Études et Résultats* N° 1118. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1118.pdf>

Arnault, L. (2020). Une comparaison des plans d'aide notifiés et consommés des bénéficiaires de l'APA à domicile en 2011. *Les Dossiers de la Drees* N° 59.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/une-comparaison-des-plans-daide-notifies-et-consommees-des>

Arnault, L. & Roy, D. (2020). Allocation personnalisée d'autonomie : en 2017, un bénéficiaire sur deux n'utilise pas l'intégralité du montant d'aide humaine notifié. *Études et Résultats* N° 1153.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/allocation-personnalisee-dautonomie-en-2017-un-beneficiaire-sur>

Bérardier, M. (2012). Allocation personnalisée d'autonomie à domicile : quels restes à charge pour les bénéficiaires ? *Revue française des affaires sociales*, 2-3(2), 194–217. <https://doi.org/10.3917/rfas.122.0194>

Boneschi, S. & Zakri, M. (2018). La durée de perception de l'allocation personnalisée d'autonomie – Des profils de bénéficiaires très différents. *Les Dossiers de la Drees* N° 29.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd29.pdf>

Bourreau-Dubois, C., Gramain, A., Lim, H. & Xing, J. (2014). Impact du reste à charge sur le volume d'heures d'aide à domicile utilisé par les bénéficiaires de l'APA. *Documents de Travail du Centre d'Économie de la Sorbonne* N° 24.

Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie (CNSA) (2015). Rapport APA. Compréhension de la disparité. https://www.cnsa.fr/sites/default/files/cnsa_etude_sur_les_conditions_dattributions_apa_pch.zip

Chernozhukov, V. & Hong, H. (2002). Three-Step Censored Quantile Regression and Extramarital Affairs. *Journal of the American Statistical Association*, 97, 872–882. <https://doi.org/10.1198/016214502388618663>

Couvert, N. (2017). Allocation personnalisée d'autonomie : les aides apportées aux personnes âgées. *Études et Résultats* N° 1033. https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er_1033.pdf

Deroyon, T. (2019). En 2018, l'espérance de vie sans incapacité est de 64,5 ans pour les femmes et de 63,4 ans pour les hommes. *Études et Résultats* N° 1127.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1127.pdf>

Fack, G. & Landais, C. (2010). Are Tax Incentives for Charitable Giving Efficient? Evidence from France. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2, 117–141. <https://doi.org/10.1257/pol.2.2.117>

- Fack, G. & Landais, C. (2009).** Les incitations fiscales aux dons sont-elles efficaces ? *Économie et Statistique*, 427, 101–121. <https://doi.org/10.3406/estat.2009.8055>
- Fizzala, A. (2016).** Dépendance des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix. *Les Dossiers de la Drees* N° 1. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/ddd1.pdf>
- Fondation Médéric Alzheimer (2019).** Les professionnels chargés de l'évaluation APA. Fondation Médéric Alzheimer, *Lettre de l'observatoire*. https://www.fondation-mederic-alzheimer.org/sites/default/files/lettre_observatoire_54.pdf
- Fontaine, R. & Gramain, A (2017).** Qu'attendre du relèvement des plafonds légaux de l'allocation personnalisée d'autonomie : les enseignements d'une base de facturation d'un SAAD. *Collection Notes MODAPA* N° 5. <https://hal-paris1.archives-ouvertes.fr/hal-01673124>
- Gramain, A., Billaud, S., Bourreau-Dubois, C., Lim, H., Weber, F. & Xing, J. (2012).** La prise en charge de la dépendance des personnes âgées : les dimensions territoriales de l'action publique. Rapport final réalisé pour la MiRe/DREES. <https://www.cnsa.fr/sites/default/files/ndeg051.zip>
- Gramain, A., Billaud, S. & Xing, J. (2015).** La visite à domicile dans le cadre de l'APA : quel effet de la formation initiale des personnels sur leurs pratiques ? *Collection Notes MODAPA* N° 4. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01247478/>
- Jelovac, I. & Polomé, P. (2017).** Incentives to patients versus incentives to health care providers: The users' perspective. *Health Economics*, 26, e319–e331. <https://doi.org/10.1002/hec.3511>
- Latourelle, J. (2019).** Deux ans d'application de la loi d'adaptation de la société au vieillissement - Résultats de l'enquête trimestrielle sur l'APA à domicile en 2016-2017. *Études et Résultats* N° 1109. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1109.pdf>
- Roquebert, Q. & Tenand, M. (2017).** Pay less, consume more? The price elasticity of home care for the disabled elderly in France. *Health Economics*, 26, 1162–1174. <https://doi.org/10.1002/hec.3531>
- Soullier, N. & Weber, A. (2011).** L'implication de l'entourage et des professionnels auprès des personnes âgées à domicile. *Études et Résultats* N° 771. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er771.pdf>
- Tenand, M. (2018).** Equity in the French home care subsidy program: An ex ante evaluation of the 2016 reform. *In: Equity and Efficiency in Long-Term Care Policies: Empirical Evidence from France and the Netherlands*. Economics and Finances, PSL Research University. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01871505v2/document>
- Tenand, M. & Gramain, A. (2019).** Quels effets attendre de la réforme de l'APA à domicile de 2016 ? *Collection Notes MODAPA* N° 6. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-02149712>
- Tobin, J. (1958).** Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables. *Econometrica*, 26, 24–36. <https://doi.org/10.2307/1907382>
- Weber, F. (2010).** Les rapports familiaux reconfigurés par la dépendance. *Regards croisés sur l'économie*, 7, 139–151. <https://doi.org/10.3917/rce.007.0139>
-

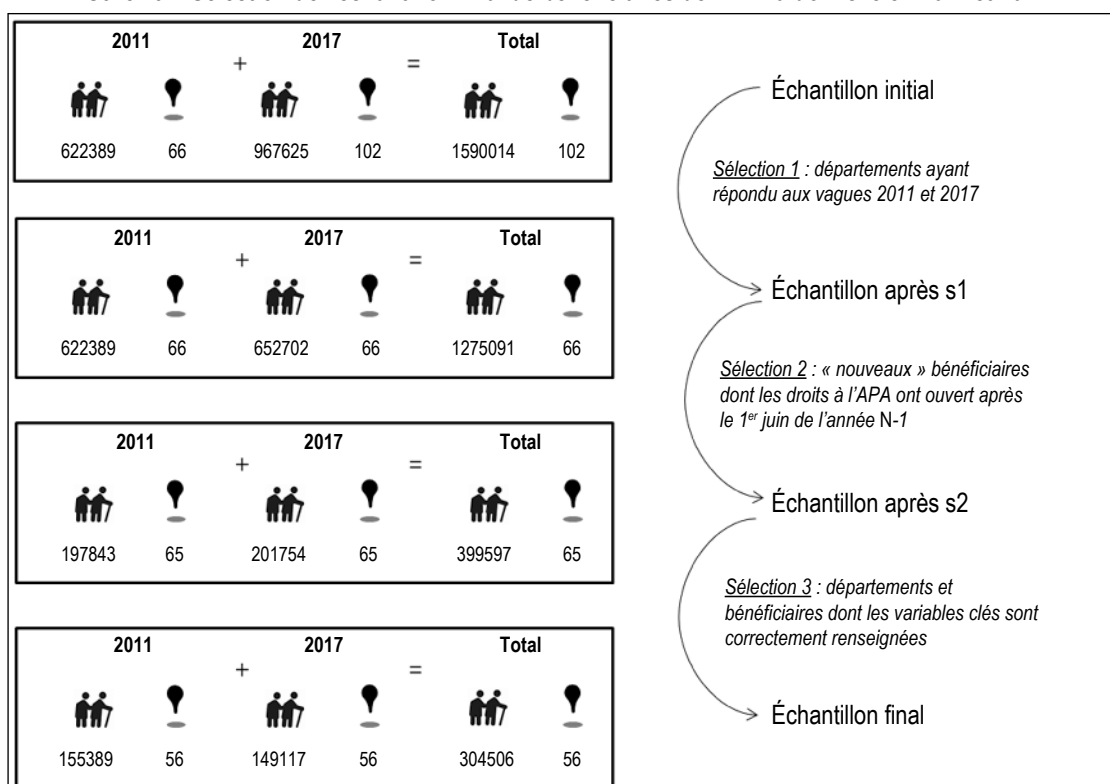
ANNEXE

SÉLECTION DES BÉNÉFICIAIRES DE L'ÉCHANTILLON

Initialement, en empilant les données relatives aux années 2011 et 2017, celles-ci comportent 1 590 014 observations relatives aux bénéficiaires de l'APA à domicile dans 102 départements. Plusieurs étapes de sélection sur les individus et les départements ont été nécessaires pour constituer l'échantillon final (schéma). La première consiste à ne sélectionner que les bénéficiaires issus des départements ayant participé aux deux opérations de remontées de données, en 2011 et en 2017. Ceci conduit à exclure les 314 923 lignes correspondant à des bénéficiaires en 2017 issus de départements n'ayant pas participé en 2011. La deuxième étape consiste à ne conserver que les bénéficiaires « entrants » dans le dispositif de l'APA à domicile, c'est-à-dire ceux dont les droits à l'APA ont ouvert depuis le 1^{er} juin de l'année N-1 : ils

représentent 33.6 % des bénéficiaires de l'APA à domicile ayant un droit ouvert en 2011 et 33.2 % des bénéficiaires ayant un droit ouvert en 2017. Les bénéficiaires « entrants » sont en moyenne plus jeunes, plus fréquemment des hommes, aux revenus plus élevés, plus fréquemment en couple et moins sévèrement dépendants que les « anciens », exclus de l'échantillon (tableau A1). La troisième étape de sélection consiste à écarter les départements pour lesquels la plupart des variables clés (âge, GIR, situation de couple, ressources et montant du plan) sont mal renseignées ainsi que les individus pour lesquels au moins l'une de ces informations est manquante. L'échantillon final contient des informations sur 304 506 bénéficiaires appartenant à 56 départements ayant participé aux deux remontées d'informations (carte).

Schéma – Sélection de l'échantillon final de bénéficiaires de l'APA à domicile en 2011 et 2017



Note : valeurs non pondérées.

Lecture : l'échantillon initial est composé de 1 590 014 bénéficiaires de l'APA à domicile vivant dans 102 départements distincts, dont 622 389 bénéficiaires dans 66 départements en 2011 et 967 625 bénéficiaires dans 102 départements en 2017.

Source : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017.

Tableau A1 – Caractéristiques moyennes des bénéficiaires de l'APA à domicile en 2011 et 2017 selon leur date d'ouverture de droits

	2011		2017	
	Bénéficiaires « entrants » (ouverture des droits après le 1 ^{er} juin 2010)	Anciens bénéficiaires (ouverture des droits avant le 1 ^{er} juin 2010)	Bénéficiaires « entrants » (ouverture des droits après le 1 ^{er} juin 2016)	Anciens bénéficiaires (ouverture des droits avant le 1 ^{er} juin 2016)
Nombre d'observations	197 843	424 546	215 199	437 503
Âge révolu	82.3	83.6	82.7	84.7
Part de femmes	0.671	0.747	0.648	0.740
Ressources (en euros /mois) ⁽¹⁾	1 398	1 207	1 510	1 350
Taux de participation du bénéficiaire au financement du plan	0.234	0.182	0.248	0.198
En couple	0.386	0.321	0.417	0.337
Part GIR 4	0.593	0.535	0.617	0.524
Part GIR 3	0.213	0.228	0.210	0.240
Part GIR 2	0.170	0.202	0.155	0.201
Part GIR 1	0.024	0.036	0.018	0.035

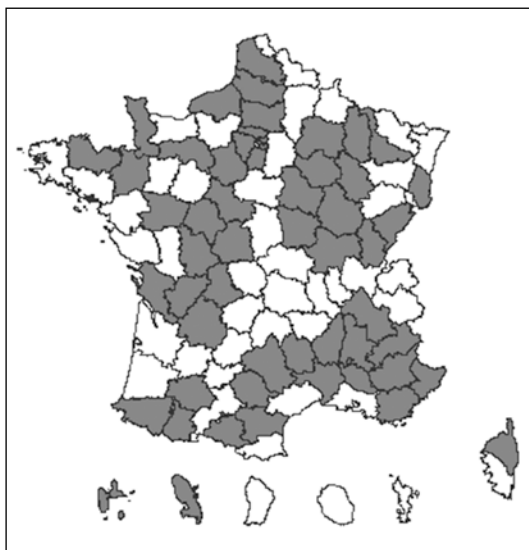
⁽¹⁾ en euros 2017.

Note : valeurs non pondérées.

Lecture : en 2011, les bénéficiaires dont les droits à l'APA ont ouvert après le 1^{er} juin 2010 ont en moyenne 82.3 ans contre 83.6 ans pour ceux dont les droits ont ouvert avant le 1^{er} juin 2010.

Source et champ : DREES, enquêtes Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017 ; bénéficiaires de l'APA à domicile en France métropolitaine et DROM (hors Mayotte) ayant eu un droit ouvert à l'APA en 2011 ou en 2017 et vivant dans l'un des 66 départements ayant répondu en 2011 et en 2017.

Carte – Départements dont les bénéficiaires « entrants » dans le dispositif de l'APA à domicile en 2011 et en 2017 ont été retenus dans l'échantillon final



Note : les départements dont les bénéficiaires sont retenus dans l'échantillon final sont représentés en gris, ceux dont les bénéficiaires ne sont pas présents dans l'échantillon final sont représentés en blanc.

Lecture : les bénéficiaires du département du Pas-de-Calais, représenté en gris, font partie de l'échantillon final.

Source : DREES, Remontées Individuelles APA-ASH 2011 et 2017.

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* et Cécile Welter-Médée**

Résumé – Cet article analyse comment l'intégration des migrants sur le marché du travail en Europe est influencée, de manière conjointe, par leur motif de migration et leur région d'origine. Avec les données récentes de l'enquête européenne sur les forces de travail, nous distinguons les immigrés en Europe selon quatre motifs de migration : économique, éducatif, familial, ou encore protection internationale. Nous comparons les résultats sur le marché du travail de ces différentes catégories d'immigrés par le biais des salaires, en contrôlant diverses caractéristiques individuelles (telles que les compétences linguistiques et l'âge au moment de la migration), et nous examinons également le rôle de la sélection dans l'emploi. Nos résultats suggèrent que le motif économique conjointement avec le fait d'avoir un emploi à l'arrivée sont associés à des salaires plus élevés, tandis que, toutes choses égales par ailleurs, les réfugiés et les migrants familiaux sont plus susceptibles d'obtenir des salaires relativement faibles. L'estimation de modèles comprenant l'ensemble des interactions montre toutefois que ces résultats dépendent fortement de l'origine géographique des migrants.

Abstract – This paper aims to understand how the labour market integration of migrants in Europe is affected, in an interrelated fashion, by their reason for migration and their region of origin. Using recent data from the European Labour Force Survey, we distinguish immigrants to Europe between four migration motives: economic, education, family reasons, or international protection. We compare labour market outcomes of these categories of immigrants through earnings, controlling for a variety of individual factors (including language skills and age at migration), and we also investigate the role of selection into employment. Our results suggest that an economic reason for migration together with already having a job upon arrival is positively associated with higher earnings, while, other things equal, refugees and family migrants are more likely to end up with lower earnings. However, when estimating full interaction models, we find that these results are highly dependent on where migrants come from.

Codes JEL / JEL Classification : C13, C25, F22, J61

Mots-clés : migration, motifs de migration, origine géographique, intégration sur le marché du travail, écart de revenu, étude internationale, Europe

Keywords: migration, migration motives, region of origin, labour market integration, earnings gap, cross-country study, Europe

* European Trade Union Institute (ETUI) et Institut zur Zukunft der Arbeit (IZA) (MAkguc@etui.org) ; ** Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) et Centre de recherche en économie et statistique (CREST) (cecile.welter-medee@insee.fr)

Les auteurs souhaitent remercier deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques sur des versions préliminaires de cet article, qui nous ont permis d'enrichir notre travail.

Reçu en septembre 2018, accepté en octobre 2020. Traduit de la version originale en anglais.

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: Akgüç, M. & Welter-Médée, C. (2021). Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 103–118. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2048

L'immigration, comprise comme l'arrivée de personnes d'origine étrangère et leur intégration dans un pays hôte, est depuis longtemps l'objet de débat politique dans de nombreux pays. Une partie du débat porte sur l'intégration économique et sociale des migrants. Toutefois, l'intégration est un processus complexe qui met en jeu à la fois les caractéristiques individuelles des migrants et les politiques des pays d'accueil en matière d'immigration et d'intégration, se reflétant dans la réussite des immigrés sur le marché du travail de leur pays d'accueil. La littérature sur ce sujet a mis en évidence des écarts importants entre la performance des migrants et des natifs sur le marché du travail, et suggère que ces écarts persistent d'une génération d'immigrés à l'autre (voir Algan *et al.*, 2010, entre autres). Les immigrés ne sont toutefois pas une population homogène, en particulier en ce qui concerne la raison de leur migration et leur pays d'origine – les deux pouvant d'ailleurs être liés.

Cet article analyse les résultats des migrants sur les marchés du travail dans l'Union européenne (UE) dans cette perspective, à partir des questions de recherche suivantes : les motifs de migration affectent-ils les résultats sur le marché du travail et, par conséquent, influencent-ils l'intégration économique des migrants en Europe ? Si l'on contrôle les effets d'autres caractéristiques observables et de la région d'origine, comment le motif de migration d'un migrant affecte-t-il ses revenus du travail ? L'impact du motif de migration sur ces revenus dépend-il de l'origine géographique du migrant ? Et enfin, dans quelle mesure la sélection dans l'emploi explique-t-elle le lien entre les salaires et le motif de migration d'un migrant ?

À l'aide des données de l'enquête européenne sur les forces de travail (European Labour Force Survey, ci-après EU-LFS), nous répondons à chacune de ces questions de recherche en envisageant une éventuelle hétérogénéité parmi les migrants, au-delà des caractéristiques observables classiques. Nous utilisons également une information rarement disponible sur la migration : la principale raison ayant poussé une personne à migrer, ou « motif de migration ». Notre population d'intérêt est la population d'origine étrangère (première génération de migrants), répartie selon le motif de migration : raisons économiques (emploi, en distinguant dans ce groupe ceux qui ont déjà un emploi à leur arrivée dans le pays d'accueil et ceux qui n'en ont pas encore), raisons familiales (regroupement familial), protection internationale ou

encore éducation. La prise en compte du motif de migration permet de mieux comprendre les situations sur le marché du travail et les aspirations d'intégration des différents groupes de migrants, en évitant d'analyser les migrants comme un ensemble homogène, le motif de migration pouvant de plus être lui-même influencé par le pays d'origine du migrant.

Nos résultats suggèrent que les motifs économiques, ainsi que le fait d'avoir un emploi à l'arrivée, sont positivement associés à des salaires plus élevés, une fois les caractéristiques individuelles contrôlées. Toutefois, nos principales conclusions soulignent que le motif de migration ne devrait pas être examiné isolément, car son impact semble fortement dépendre du pays d'origine du migrant. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les réfugiés et les migrants familiaux risquent plus que les autres catégories de migrants d'avoir des salaires mensuels faibles, mais cela ne s'applique qu'aux personnes venant de certaines régions (pays d'Europe hors UE, Moyen-Orient, Asie). Nous constatons également que les migrations pour raisons économiques ne se traduisent pas directement par de meilleurs salaires. Au contraire, dans certains cas (par exemple pour les personnes venant d'Afrique, du Moyen-Orient ou d'Asie), ces migrants semblent s'intégrer sur le marché du travail de façon semblable aux personnes dont les motifs de migration sont différents, comme les migrants familiaux et les réfugiés. Nous constatons également la proximité entre les revenus des migrants économiques qui ont déjà un emploi à leur arrivée et ceux des migrants pour études.

La contribution de cet article est triple. Premièrement, à l'aide d'un jeu de données internationales récentes tirées de l'EU-LFS, nous comparons les résultats sur le marché du travail de différentes catégories de migrants arrivés dans l'UE. Ceci diffère de la majeure partie de la littérature, qui compare les migrants aux personnes nées dans le(s) pays considéré(s). Deuxièmement, nous incorporons le motif de migration et la région d'origine afin de mieux comprendre les écarts d'intégration sur le marché du travail (mesurée par la position dans la distribution des salaires). Troisièmement, notre modèle de salaire applique une technique économétrique qui permet de tenir compte de la sélection dans l'emploi, tout en respectant la nature ordonnée de la variable dépendante. Une telle évaluation du rôle joué par la sélection dans les écarts de résultats observés n'est presque jamais menée dans la littérature.

Cet article est structuré comme suit. La section 1 fournit une vue d'ensemble de la littérature relative à l'intégration des migrants sur le marché du travail. La section 2 décrit les données, présente les principales variables utilisées et quelques statistiques descriptives. La section 3 présente la méthodologie, la section 4 présente les résultats de l'estimation, puis nous concluons.

1. Revue de littérature

Bien que la littérature relative à l'intégration des migrants sur le marché du travail soit abondante, les études qui examinent cette question du point de vue du motif de migration sont plutôt rares. Parmi les données existantes dont les échantillons sont suffisamment larges et couvrent toute l'Europe, peu permettent de disposer à la fois d'informations sur les motifs de migration et sur le marché du travail. Certaines enquêtes incluent le motif de migration dans une question séparée, d'autres encore posent la question du type de visa d'entrée ou de la catégorie d'admission. Le type de visa est clairement corrélé au motif de migration, mais ne coïncide pas nécessairement avec la catégorie d'admission. Par exemple, un migrant ayant des objectifs professionnels peut finalement arriver dans un pays d'accueil pour regroupement familial ou comme demandeur d'asile, ou encore en tant qu'étudiant si ce statut est plus facile à obtenir qu'un visa de regroupement familial.

Parmi les articles qui examinent les motifs de migration, citons celui de Rodrigues-Planas & Vegas (2011). Les auteurs se concentrent sur les migrants familiaux et sur les migrants du travail quittant le Maroc pour aller en Espagne, et détaillent leur analyse par sexe. Selon eux, les migrants familiaux de sexe féminin gagnent moins que les migrants du travail et la sélection dans l'emploi joue un rôle clé dans cet écart. Cet article est l'un des seuls à tenir compte du problème de sélection dans l'équation des revenus dans ce contexte, comme nous le faisons ici. Boeri *et al.* (2015) distinguent les migrants selon qu'ils sont en situation régulière ou en situation irrégulière, ainsi que selon leur lieu de résidence (en Italie), pour étudier leurs performances sur le marché du travail. Leurs résultats montrent que résider dans un endroit où habitent de nombreux migrants (surtout en situation irrégulière) est associé à des taux d'emploi moins élevés. Campbell (2014) examine les motifs de migration (travail, études, famille et demande d'asile) au Royaume-Uni et constate que les migrants venus pour le travail et les études obtiennent des résultats favorables en termes d'emploi et de salaire, tandis que les migrants

familiaux s'intègrent moins bien, les réfugiés ayant les plus mauvais résultats. Cette dernière conclusion est semblable à la nôtre mais, contrairement à notre approche, ni l'un ni l'autre de ces articles ne considère les effets croisés du motif de migration et de la région d'origine des migrants, négligeant ainsi une partie importante de l'hétérogénéité des facteurs de l'intégration.

D'autres articles examinent les performances des migrants sur le marché du travail de leur pays d'accueil en fonction du type de visa d'entrée. Par exemple, dans une étude longitudinale des immigrants au Canada, Aydemir (2011) distingue différentes catégories de visa (familial, de travailleur qualifié, d'affaires et de réfugié) afin d'analyser les résultats à court terme sur le marché du travail, tels que l'emploi et les salaires. Il constate que les immigrants entrés avec un visa de travailleur qualifié jouissent d'un léger avantage en termes de salaires mais que leur taux d'emploi n'est pas plus élevé à court terme. Akgüç (2014) examine les types de visa des migrants à leur arrivée en France. Elle montre que la composition des catégories de visa varie selon l'origine géographique et le sexe, et constate que les migrants bénéficiant d'un visa de travail ou d'études obtiennent de meilleurs emplois et de meilleurs salaires, tandis que les migrants familiaux et les réfugiés obtiennent des résultats semblables, mais une moindre performance sur le marché du travail. Bevelander & Pendakur (2014), qui comparent les migrants entrés avec un visa familial, de réfugié et de demandeur d'asile au Canada et en Suède, constatent que les trajectoires de revenu et d'emploi de ces migrants non économiques sont similaires dans les deux pays. Cortes (2004), montre qu'aux États-Unis en 1980 et 1990, les réfugiés ont obtenu de meilleurs résultats sur le marché du travail que les migrants économiques, au cours du temps. Pour finir, Hunt (2011) constate, aux États-Unis, que les immigrants détenteurs d'un visa d'étudiant bénéficient d'un gros avantage par rapport aux natifs en termes de revenus du travail. Nos résultats sont cohérents avec la plupart de ces conclusions, mais nous comparons plus précisément les résultats des différents groupes de migrants en fonction des motifs de migration et de l'origine géographique.

Par ailleurs, la plupart des études mentionnées ne portent que sur un ou deux pays, ou étudient les migrants uniquement en fonction d'une région d'origine spécifique. L'analyse au niveau international est restreinte faute de données appropriées. À notre connaissance, rares sont les études qui utilisent des données européennes relatives à plusieurs pays (comme nous le faisons

ici) pour examiner l'intégration en lien avec les motifs de migration. Dans ces études, les auteurs utilisent principalement des données plus anciennes, datant de 2008. L'une de ces études, réalisée par Cangiano (2014), montre que le statut d'immigration dont un migrant bénéficie à son arrivée affecte sa participation au marché du travail, sa probabilité d'être au chômage et son accès aux emplois correspondant à ses compétences. Bien que la participation des migrants familiaux et des réfugiés au marché du travail soit positivement associée à la durée de leur séjour, selon cette étude, il semble également que ces personnes connaissent un risque beaucoup plus fort de chômage dans la quasi-totalité des pays d'accueil européens. L'analyse de Cangiano fournit également des informations sur les différentes politiques appliquées par différents pays hôtes, ainsi que sur leur impact sur différentes catégories de migrants. Cet aspect est important car les politiques d'immigration sont susceptibles de façonner non seulement la composition des flux d'immigration mais aussi les performances de différentes catégories de migrants sur le marché du travail. C'est ici que les politiques de migration et d'intégration se croisent.

Dustmann *et al.* (2017) offrent une analyse détaillée de la migration des réfugiés (y compris des politiques en vigueur et du fonctionnement des systèmes de demande d'asile) en Europe, dans le contexte de la récente crise des réfugiés. Ils examinent également les afflux de réfugiés passés, à l'aide du module ad hoc de l'EU-LFS 2008. Selon eux, il existe de gros écarts entre les taux d'emploi des réfugiés et ceux des autres migrants hors UE15, en contrôlant séparément les effets du nombre d'années écoulées depuis l'arrivée, ceux de la région d'origine ainsi que les effets conjoints de ces deux variables.

Zwysen (2018), dans une autre étude utilisant ce même module ad hoc de l'EU-LFS, analyse les déterminants des différences d'intégration selon divers motifs de migration. Il mobilise le concept de « capital humain du pays d'accueil » (*host country human capital*), introduit pour la première fois par Duleep & Regets (1999), qu'il mesure à partir de trois indicateurs : la possibilité d'obtenir des qualifications équivalentes dans le pays d'accueil, les compétences linguistiques et une potentielle naturalisation. Il montre notamment que les revenus du travail des migrants non économiques augmentent, en moyenne, plus rapidement.

Fasani *et al.* (2018) utilisent les deux modules ad hoc de l'EU-LFS (2008 et 2014) pour analyser

l'intégration des réfugiés sur les marchés du travail en Europe. Selon eux, compte tenu de la nature « forcée » de la migration des réfugiés, contrairement à celle des migrants économiques pour lesquels elle est un choix, il n'est pas surprenant d'observer un écart persistant entre les résultats des réfugiés et ceux des autres migrants sur le marché du travail. Considérant tous les autres migrants dans une même catégorie (distinguant uniquement entre les migrants venant de l'UE ou de pays extérieurs à l'UE), les auteurs les comparent aux réfugiés en termes de statut professionnel, de chômage, de participation au marché du travail, de probabilité d'avoir un emploi hautement qualifié et de probabilité de faire partie du décile inférieur de la distribution des revenus. Leurs conclusions confirment les écarts entre les réfugiés et les autres migrants en termes d'intégration sur le marché du travail.

Notre étude va au-delà de ces trois derniers articles, à plusieurs égards. Premièrement, nous considérons les revenus comme une mesure de l'intégration sur le marché du travail. Deuxièmement, nous étudions l'ensemble des motifs de migration et toutes les régions d'origine, sans nous concentrer sur un groupe spécifique. Troisièmement, nous analysons l'interrelation entre les motifs de migration et l'origine géographique afin de mieux en comprendre l'impact sur les résultats des migrants sur le marché du travail. Pour finir, la méthodologie adoptée nous permet d'évaluer l'importance de la sélection dans l'emploi et, à la différence d'autres travaux, nous tenons compte de la nature ordonnée des variables dépendantes et utilisons des techniques d'estimation non linéaire (et non des modèles de probabilité linéaire).

2. Données et statistiques descriptives

2.1. L'enquête européenne sur les forces de travail et les variables de l'analyse

L'EU-LFS est une enquête par sondage de grande envergure menée auprès des ménages, qui fournit des statistiques trimestrielles et annuelles sur la participation au marché du travail des personnes de 15 à 64 ans vivant dans les ménages ordinaires, ainsi que des personnes inactives. L'EU-LFS est menée par les instituts nationaux de statistique dans l'ensemble de l'Union européenne et les contributions nationales sont centralisées par Eurostat. Le retraitement donne lieu à un jeu de données harmonisé et représentatif au niveau européen. Toutes les analyses empiriques présentées dans cet article sont donc effectuées à l'aide des poids appropriés, fournis dans les données.

Afin de pallier la méconnaissance de l'expérience des différentes catégories de migrants sur les marchés du travail européens, un module ad hoc sur la situation des travailleurs migrants et de leurs descendants directs a été associé à l'EU-LFS une première fois en 2008, puis une seconde en 2014^{1,2}. Ces deux modules n'ont que quelques variables en commun. Dans la mesure où la plupart des articles existants reposent principalement sur le module ad hoc 2008 (par exemple Dustmann *et al.*, 2017 ; Zwysen, 2018), et puisqu'il est impossible de disposer de toutes les variables sur les deux périodes, nous choisissons de nous concentrer sur les données les plus récentes, celles de 2014. Notons toutefois que certains grands pays d'Europe (Allemagne, Danemark, Pays-Bas et Irlande) ne communiquent pas leurs données dans le module ad hoc 2014³. En outre, l'utilisation du module ad hoc 2014 dans notre analyse implique que tous les pays de l'échantillon sont regroupés. Cela donne une estimation moyenne pour l'ensemble des pays couverts par les données et permet de disposer d'un échantillon plus large pour procéder aux estimations. Pour cette raison, certains résultats pourraient être différents de ceux qui seraient obtenus pour un seul pays. Afin de remédier en partie à cette limitation, des effets fixes de pays sont inclus dans toutes les estimations afin de refléter les caractéristiques spécifiques à chaque pays considéré (par exemple, la démographie, la politique d'immigration).

2.1.1. Les motifs de migration

Les motifs de migration⁴ sont extrêmement informatifs car ils reflètent généralement les conditions d'arrivée des migrants dans le pays d'accueil. Ces conditions expliquent quant à elles les opportunités auxquelles accèdent les différentes catégories de migrants à leur entrée sur le marché du travail du pays d'accueil. La variable retraçant le motif de migration principal dans l'actuel pays de résidence est collectée au niveau individuel.

Les données permettent en premier lieu de faire la différence entre les migrants économiques et les migrants dont les motifs ne sont pas économiques. De plus, parmi les migrants économiques, ceux qui avaient déjà un emploi dans le pays hôte avant de migrer peuvent être distingués de ceux qui n'ont commencé à chercher un emploi qu'après être arrivés dans le pays d'accueil. Nous faisons l'hypothèse, intuitive, que les migrants économiques ont plus de chances de mieux s'intégrer sur le marché du travail du pays d'accueil, soit parce qu'ils ont déjà un emploi, soit parce que la recherche

d'emploi constitue leur principal motif de migration. S'agissant des migrants économiques qui n'ont pas d'emploi à leur arrivée, nos attentes sont *a priori* mitigées car les caractéristiques individuelles (observées et non observées), ainsi que les conditions sur le marché du travail du pays d'accueil, jouent également un rôle important dans les schémas d'intégration. S'agissant des migrants non économiques, il est possible de distinguer les migrants familiaux (qui migrent principalement à des fins de regroupement familial), les migrants qui se rendent à l'étranger afin de faire des études et les migrants voulant faire une demande d'asile ou de protection internationale (réfugiés). Par ailleurs, nous estimons que les migrants étudiants sont très différents des migrants des autres catégories, car leur niveau d'éducation est généralement supérieur. Il serait même possible de les considérer comme des migrants économiques, comparables par la suite à des migrants hautement qualifiés. Par conséquent, nous nous attendons à ce que tous les migrants non économiques, à l'exception des migrants étudiants, soient moins susceptibles de s'intégrer sur le marché du travail, car la participation au marché du travail n'est pas leur principal motif de migration.

Nous prenons également en compte l'âge au moment de la migration, car il a été prouvé qu'il joue un rôle important dans l'intégration sociale et économique des migrants (par exemple Aslund *et al.*, 2009). Des études empiriques soutiennent l'hypothèse selon laquelle les migrants qui arrivent plus jeunes dans leur pays d'accueil obtiennent de meilleurs résultats scolaires (Cortes, 2006 ; Gonzalez, 2003). Par exemple, Bleakley & Chin (2008) ont constaté que plus les migrants sont âgés à leur arrivée aux États-Unis, moins ils sont susceptibles de parler correctement l'anglais à l'âge adulte, ce qui peut avoir des conséquences négatives sur la performance scolaire de la deuxième génération. En fait, les migrants arrivés avant l'âge de 15 ans présentent généralement des profils semblables à ceux des migrants de deuxième génération, car ils poursuivent souvent leurs études dans le pays

1. Les modules ad hoc de l'EU-LFS n'indiquent pas si les migrants sont en situation régulière ou irrégulière (cette question ne relève pas du champ de l'enquête). Néanmoins, les migrants en situation irrégulière peuvent représenter une partie importante de la population migrante dans certains pays. Par exemple, selon une enquête menée par Boeri *et al.* (2015), près de 20 % des migrants présents en Italie sont en situation irrégulière.

2. Eurostat prévoit un troisième module ad hoc consacré aux migrants en 2021.

3. Par exemple, les données allemandes ne sont pas communiquées aux utilisateurs à des fins de recherche, en raison de la législation nationale sur la confidentialité des données.

4. À noter que, si les migrants ont migré plusieurs fois, la variable « motif de migration » ne couvre que le principal motif indiqué pour la dernière migration en date.

d'accueil et parlent mieux la langue de ce pays que les migrants plus âgés. Dans la mesure où nous nous intéressons aux résultats sur le marché du travail de la première génération de migrants (sans modéliser leurs choix en matière d'éducation), nous ne retenons que les migrants âgés de plus de 15 ans à leur arrivée dans le pays hôte⁵.

2.1.2. La région d'origine

Le pays (ou la région d'origine) est habituellement considéré comme un bon indicateur de la culture, et les données semblent indiquer que son rôle est important dans l'intégration sociale et économique (voir, entre autres, Akgüç & Ferrer, 2015 ; Fernandez & Fogli, 2009). Dans cet article, nous regroupons les pays d'origine des migrants en grandes régions telles que définies dans les données. Cela donne neuf groupes : (1) Union européenne à 15 pays (UE15) et Association européenne de libre-échange (AELE)⁶ ; ce groupe constitue notre catégorie de référence ; (2) autres pays de l'UE (c'est-à-dire les pays de l'UE ne faisant pas partie de l'UE15) ; (3) autres pays d'Europe (par exemple pays des Balkans) ; (4) Afrique du Nord ; (5) autres pays d'Afrique ; (6) Moyen-Orient ; (7) Asie ; (8) Amérique du Nord, Australie et Océanie ; (9) Amérique Centrale et du Sud.

2.1.3. Les mesures de l'intégration sur le marché du travail

Étudier l'intégration des migrants sur le marché du travail consiste à comparer leurs performances à celles des natifs. Les mesures habituellement utilisées pour cela sont les taux d'emploi et d'activité. Bien que ces indicateurs ne tiennent pas compte des conditions et de la qualité de l'emploi, ils sont néanmoins utiles pour comparer les situations entre différents groupes à la marge extensive. Par exemple, les personnes qui sont dans l'impossibilité de négocier les conditions de leur emploi en raison d'une situation personnelle précaire sont souvent obligées de travailler dans des conditions dégradées ou d'accepter un travail à mi-temps, ou bien vont jusqu'à quitter le marché du travail.

Dans cet article, nous mesurons l'intégration sur le marché du travail en termes de salaire, que l'on peut inclure dans la marge intensive. Seuls les salariés sont étudiés, l'EU-LFS ne fournissant pas d'information sur les revenus des travailleurs indépendants. Les salaires des salariés ne sont par ailleurs connus que par déciles. La plupart des études comparent les résultats des migrants à ceux d'un groupe de référence, habituellement les natifs. Ici, nous comparons

différentes catégories de migrants, en retenant comme référence les migrants économiques qui avaient déjà un emploi à leur arrivée. Ce groupe de référence très particulier est susceptible de s'intégrer aussi bien (voire mieux) que les natifs sur le marché du travail (*infra*). Par conséquent, nos résultats doivent être interprétés relativement à ce groupe. Globalement, nous interprétons un niveau de salaire plus élevé (respectivement moins élevé) d'un groupe de migrants donné (défini en fonction du motif de migration et de l'origine géographique) comme le signe d'une meilleure (respectivement moins bonne) intégration sur le marché du travail, par rapport à ce groupe de référence⁷.

2.2. Statistiques descriptives

En 2014, environ 11 % de la population européenne de notre échantillon étaient des personnes d'origine étrangère ayant des motifs de migration différents (figure I). Plus de la moitié (51.9 %) des migrants présents en Europe en 2014 avaient migré pour des motifs familiaux et près d'un tiers (31.7 %) pour des motifs économiques. Parmi les migrants économiques, un tiers avaient déjà un emploi à leur arrivée. La population d'origine étrangère comprenait par ailleurs environ 4.1 % de réfugiés et 7.1 % de migrants étudiants. Les données du module ad hoc 2014 excluant les quatre pays de plus grande destination (ainsi, bien sûr, que le récent afflux de réfugiés observé en Europe depuis 2015), ces proportions correspondent à une borne inférieure des chiffres actuels, surtout concernant les réfugiés.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des principales variables utilisées dans l'analyse pour l'ensemble des migrants, regroupés en fonction du motif de migration, ainsi que pour les natifs, à titre de référence⁸.

Les migrants familiaux présentent les taux d'emploi les plus faibles parmi tous les groupes de migrants (53 %). Ces migrants viennent principalement de l'UE et ont des compétences linguistiques relativement avancées. Il y a au moins deux raisons à cela : la plupart des pays européens imposent de réussir un test linguistique

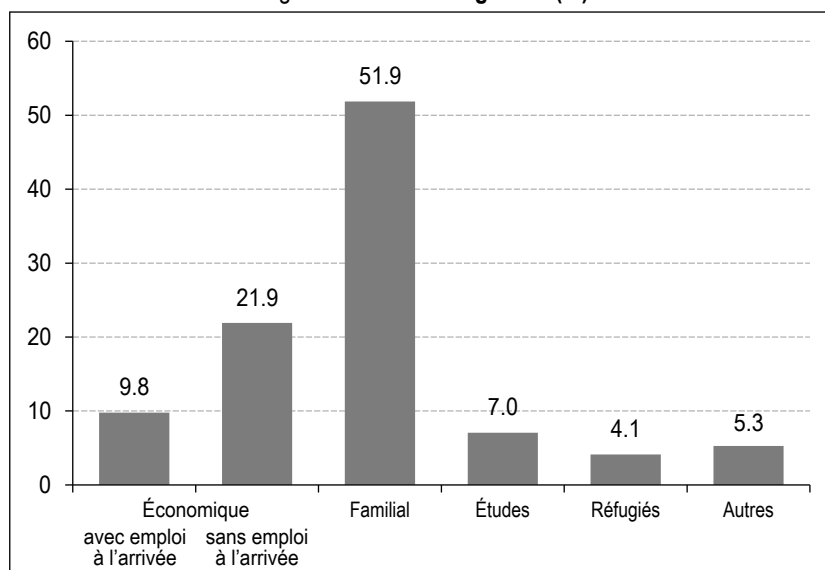
5. En règle générale, les migrants de moins de 15 ans qui arrivent avec leur(s) parent(s) ne sont pas tenus d'indiquer un motif de migration et sont automatiquement classés dans la catégorie « regroupement familial ».

6. Les pays de l'AELE sont l'Islande, le Liechtenstein, la Norvège et la Suisse.

7. Pour approfondir l'analyse de l'intégration sur le marché du travail, il faudrait tenir compte d'indicateurs de la qualité de l'emploi (comme le type de contrat de travail, les heures hebdomadaires, etc.). Cette dimension pourra faire l'objet de nouvelles recherches ultérieurement.

8. Le module ad hoc 2014 compte une catégorie supplémentaire, « Autre », parmi les motifs de migration. Ce groupe semble assez hétérogène, aussi nous ne commentons pas ses caractéristiques, mais il est conservé dans l'analyse empirique en tant que groupe résiduel.

Figure I – Motif de migration (%)



Note : l'échantillon n'inclut que les migrants âgés de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande).
Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

Tableau 1 – Caractéristiques individuelles des natifs et des immigrants par motif de migration

	Natifs	Immigrés par motif de migration					
		Économiques avec emploi à l'arrivée	Économiques sans emploi à l'arrivée	Familiaux	Pour études	Réfugiés	Autres
Proportion (%) de migrants par motif	-	9.8	21.9	51.9	7.1	4.1	5.3
Âge	40	42	41	39	36	44	44
Femmes (%)	50	38	41	61	47	44	50
Ménages avec enfant de moins de 15 ans (%)	32	37	44	42	36	39	34
Nombre de personnes du ménage	3.2	3.0	3.1	3.5	2.8	3.5	2.9
Situation maritale (%)							
<i>Marié-e</i>	48.9	60.7	61.1	56.6	48.2	62.2	58.7
<i>Célibataire</i>	41.5	29.5	27.9	33.3	44	24	26.5
<i>Veuf-veuve, divorcé-e ou séparé-e</i>	10	9.9	11	10	7.8	13.8	14.8
Lieu de résidence : degré d'urbanisation (%)							
<i>Grandes villes (forte densité de population)</i>	39	54	55	52	76	60	55
<i>Petites et moyennes villes (densité moyenne)</i>	30	28	30	29	16	24	26
<i>Zones rurales (faible densité)</i>	30	17	15	18	7	17	19
Taux d'activité (%)	71	91	88	64	74	70	78
Taux d'emploi (%)	63	82	73	53	66	57	67
Niveau de compétences (%)							
<i>Personne peu qualifiée</i>	28	24	41	35	6	35	25
<i>Personne moyennement qualifiée</i>	45	32	40	37	21	37	39
<i>Personne hautement qualifiée</i>	26	43	19	26	73	27	36
Caractéristiques spécifiques aux migrants							
Nombre d'années écoulées depuis la migration	-	12.1	13.2	21.8	13.5	16	15.6
Âge au moment de la migration	-	29.5	28	19.7	23	27.8	29
Compétences linguistiques dans le pays d'accueil (%)							
<i>Débutant ou niveau inférieur</i>	-	11.5	12.6	10.1	4.3	17.7	10.3
<i>Niveau intermédiaire</i>	-	24	31.8	16.4	15.9	33.7	20.2
<i>Niveau avancé</i>	-	35	34.6	29.4	50.1	32.2	33.7
<i>Langue maternelle</i>	-	29.6	21.1	44	29.7	16.4	35.9

→

Tableau 1 – (suite)

		Natifs	Immigrés par motif de migration					Autres	
			Économiques avec emploi à l'arrivée	sans emploi à l'arrivée	Familiaux	Pour études	Réfugiés		
Région d'origine									
	<i>UE15 + AELE</i>	-	28.2	9.1	21	16	3.7	27.6	
	<i>Autres pays de l'UE</i>	-	24	29	10.3	8	4.7	13.3	
	<i>Autres pays d'Europe</i>	-	10	16.3	14.6	7.6	22.7	9.8	
	<i>Afrique du Nord</i>	-	6.1	11.3	14.7	12.4	13.3	7.9	
	<i>Autres pays d'Afrique</i>	-	4	7.1	10	18	23.6	11.8	
	<i>Moyen-Orient</i>	-	1.1	1.3	2	4.5	10	2.9	
	<i>Asie</i>	-	12.1	11	13.4	22.4	16.7	7.2	
	<i>Amérique du Nord, Australie et Océanie</i>	-	4	1.1	2.6	2.7	0.2	3.6	
	<i>Amérique centrale et du Sud</i>	-	11.2	14	10.6	7.2	4.4	14.7	
Nombre d'observations			512 736	6 961	15 595	33 970	4 920	2 913	3 731

Notes : l'échantillon inclut toutes les personnes (natives et immigrées) âgées de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande).
Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

pour être accepté à des fins de regroupement familial⁹ et/ou les migrants familiaux arrivent souvent à un plus jeune âge et ont donc plus d'opportunités pour apprendre la langue du pays d'accueil. Le deuxième groupe le plus important est celui des migrants économiques (avec ou sans emploi à leur arrivée). Leur taux d'emploi est évidemment très élevé (82 %) et leurs compétences linguistiques sont relativement bonnes. Les migrants arrivés pour suivre des études sont beaucoup plus jeunes que ceux des autres groupes et leurs taux d'emploi sont inférieurs à ceux des migrants économiques, mais supérieurs à ceux des migrants familiaux et des réfugiés. Ce sous-groupe présente la plus grande part de personnes hautement qualifiées. En moyenne, leur ancienneté de séjour est généralement aussi ou légèrement plus longue que celle des migrants économiques, ce qui laisse à penser que certains d'entre eux restent dans le pays hôte après leurs études.

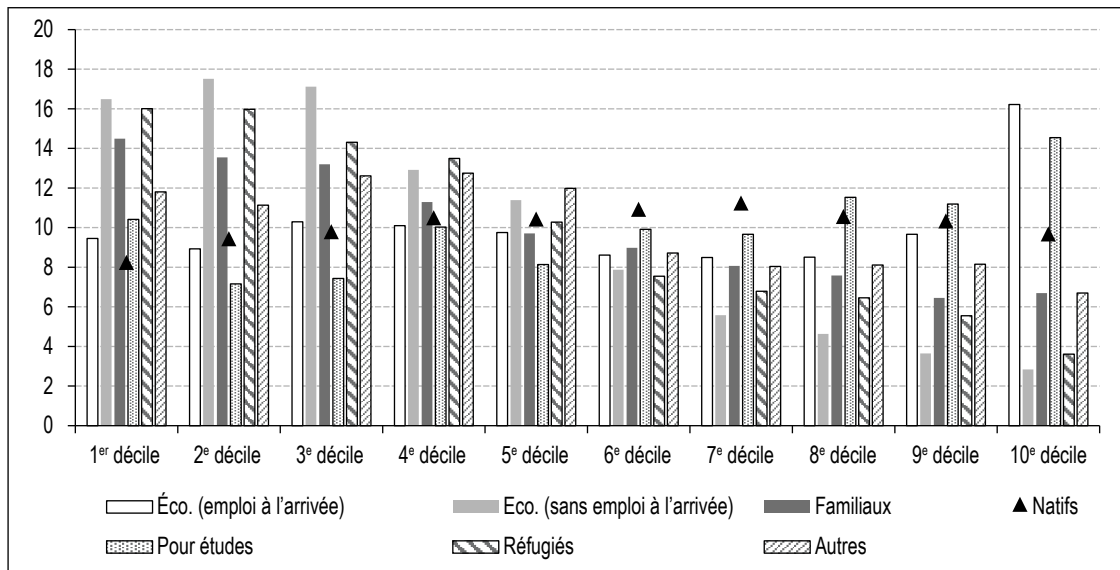
En moyenne, le taux d'emploi des réfugiés est moins élevé (57 %) et peut se comparer à celui des migrants familiaux. Près d'un tiers d'entre eux sont hautement qualifiés (dans une proportion semblable à celle des natifs). Ils viennent principalement d'Afrique, des autres pays d'Europe, d'Asie et du Moyen-Orient. Les migrants tendent à vivre dans les centre villes des zones urbaines plutôt que dans les zones rurales (voir Akgüç & Ferrer, 2015, entre autres), pour des raisons variées telles que la présence de réseaux de migrants, les opportunités professionnelles et d'autres aménagements urbains (écoles, hôpitaux, etc.). Cela s'observe également dans notre échantillon : plus de 80 % de tous les groupes de migrants vivent soit dans des

villes à forte densité de population soit dans des banlieues (contre 69 % pour les natifs). Pour cette raison, nous contrôlons du lieu de résidence dans notre analyse.

Nous comparons ensuite la distribution des salaires par catégorie de migrants à celle des natifs (figure II). Par rapport à ces derniers, tous les migrants sont surreprésentés dans les déciles inférieurs. Les migrants économiques ayant déjà un emploi à leur arrivée ont une distribution de salaire assez proche de celle des natifs, avec un léger écart dans le dernier décile. La tendance des revenus des migrants pour études est semblable à celle des migrants économiques ayant un emploi. Les migrants familiaux et les réfugiés et, plus encore, les migrants pour motif économique sans emploi à l'arrivée, sont davantage représentés dans les déciles inférieurs de la distribution des salaires que les autres groupes de migrants. Cela peut s'expliquer par le fait qu'ils sont plus susceptibles que les migrants familiaux d'accepter des emplois mal rémunérés et de mauvaises conditions de travail, parce que la recherche d'emploi est leur principal motif, tandis que les migrants familiaux ne subissent pas les mêmes contraintes et peuvent prendre plus de temps pour rechercher un emploi de meilleure qualité.

9. Comme analysé dans un rapport récemment publié par la Commission européenne (2019) sur l'application de la directive 2003/86/CE relative au droit au regroupement familial, les États membres requièrent habituellement des membres de la famille qu'ils prouvent et/ou acquièrent des compétences linguistiques avant et/ou après leur admission (souvent dans le cadre de leurs programmes d'intégration). Pour des informations plus détaillées, voir <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/FR/TXT/PDF/?uri=CELEX:32003L0086&qid=1618132545731&from=EN>

Figure II – Part des migrants dans la distribution des revenus, par motif de migration (groupe de référence : natifs)



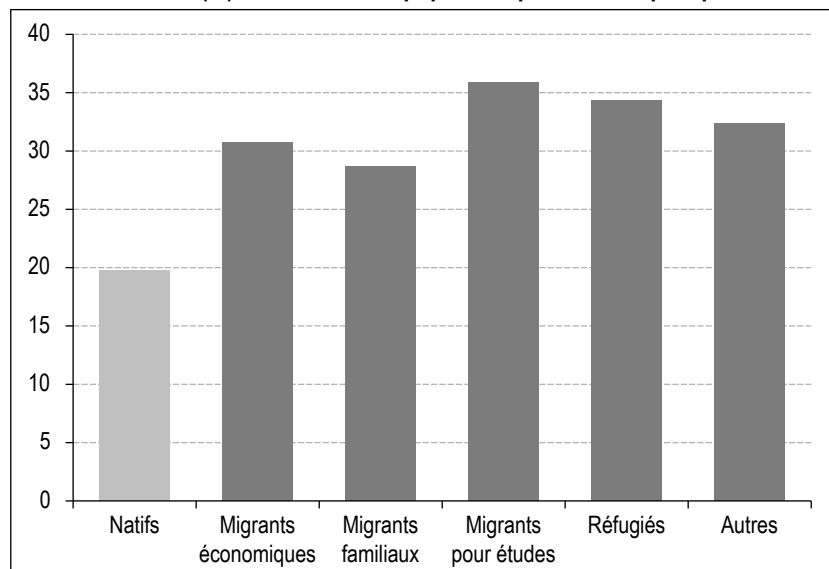
Note : l'échantillon inclut toutes les personnes (natives et immigrées) âgées de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande).
Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

Pour finir, nous examinons la variable qui retrace la perception qu'ont les personnes interrogées de leur éventuelle surqualification dans le cadre de leur emploi actuel¹⁰. Au moins un tiers des migrants sont susceptibles de s'estimer trop qualifiés pour leur emploi (figure III), une proportion beaucoup plus élevée que parmi les natifs

(moins de 20 %). Les deux principaux groupes s'estimant surqualifiés sont les migrants qui sont arrivés pour faire leurs études et les réfugiés.

10. L'enquête posait notamment la question suivante : « Pensez-vous que vos qualifications et compétences vous permettraient d'accomplir un travail plus complexe que celui que vous faites actuellement ? ».

Figure III – Part d'individus (%) se déclarant trop qualifiés pour leur emploi, par motif de migration



Note : l'échantillon inclut toutes les personnes (natives et immigrées) âgées de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande).
Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

3. Méthodologie

Notre objectif est de comparer l'intégration des immigrés sur le marché du travail en fonction de leur motif de migration et de leur

région d'origine. Nous utiliserons les salaires mensuels comme une mesure de l'intégration économique. Nous devons toutefois adapter notre approche aux données. Tout d'abord, l'EU-LFS ne fournit que le décile des salaires, et

plus précisément le décile du salaire mensuel¹¹. Cela a deux implications d'ordre différent. La première est qu'avec les déciles de salaire (c'est-à-dire une variable discrète), nous ne pouvons pas appliquer la régression linéaire habituelle ; nous estimerons donc l'équation de salaire par probit ordonné. L'autre est que les gains des travailleurs indépendants n'étant pas observés (puisque leurs gains ne sont pas des salaires), nous ne pouvons pas les prendre en compte. En outre, nous nous concentrerons sur les salariés à temps plein¹² car la mesure des gains dans les emplois à temps partiel n'est pas précise¹³.

3.1. L'équation de salaire

Pour l'estimation des équations de salaire, nous devons aussi considérer qu'il peut exister de l'auto-sélection de la part de certains participants, soit un mécanisme de sélection binaire, mais il y a également des migrants qui font partie de la population active sans pour autant accéder à l'emploi. Dans la mesure où nous nous intéressons particulièrement à l'effet des motifs de migration et à leur interaction avec la région d'origine, le phénomène de sélection peut être d'autant plus important que tous les migrants n'ont pas une motivation économique les poussant à rechercher un emploi dans le pays d'accueil et, parmi ceux qui ayant migré pour raisons économiques, certains n'ont qu'un accès limité au marché du travail. Le mécanisme sous-jacent peut être modélisé à l'aide d'un probit binaire (Gronau, 1974).

Nous devons donc combiner l'estimation habituelle de l'étape de sélection (de type Heckman) à une estimation de la variable d'intérêt qui est une variable discrète au moyen d'un probit ordonné. Il s'agit de remplacer la deuxième étape habituellement linéaire de la procédure de Heckman par une équation non linéaire. Dans ce cas, le modèle du probit ordonné avec équation de sélection peut être écrit comme suit¹⁴ :

Équation de sélection :

$$E^* = \beta^T X_1 + \mu \quad (1)$$

$$E = I(E^* \geq 0) \quad (2)$$

où E^* est la variable continue latente du processus de sélection dans l'emploi à temps complet¹⁵, X_1 est un vecteur des variables exogènes et μ est un terme d'erreur.

Équation de salaire :

$$Y^* = \gamma^T X_2 + \epsilon \quad (3)$$

$$Y = \sum_{h=0}^H h \mathbf{1}(\alpha_h < Y^* \leq \alpha_{h+1}) \text{ si } E=1 \quad (4)$$

où Y^* est la variable continue latente de salaire (dans la mesure où nous n'observons que des catégories discrètes de salaire), X_2 est un vecteur des variables exogènes et ϵ est un terme d'erreur. Y^* est lié à la variable Y au moyen de la règle d'observation (4), où $\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_H)$ est un vecteur de H seuils de revenus strictement croissants qui partitionnent Y^* en $H+1$ intervalles.

L'identification des paramètres du modèle requiert trois restrictions :

- La première restriction découle du fait que le coefficient γ n'est pas identifié séparément du coefficient α car les seuils sont inconnus (un problème d'identification classique dans les modèles de probit ordonné et les modèles logistiques). Pour identifier ces coefficients, nous normalisons γ à 0 et nous supposons que l'écart-type du terme d'erreur est de 1.

- La deuxième restriction est la condition d'exclusion : nous supposons que X_1 contient au moins une variable non incluse dans X_2 . Dans notre cas, les indicatrices de présence d'au moins un enfant de moins de 15 ans dans le ménage, de situation maritale et de présence d'un autre adulte en activité dans le ménage sont considérées comme affectant l'équation de sélection mais n'affectant pas directement l'équation de salaire. Par conséquent, ces variables d'exclusion sont incluses dans l'équation de l'accès au marché du travail mais pas dans l'équation de salaire.

- La troisième restriction concerne le support des vecteurs des variables exogènes. Notamment, l'identification d'une spécification semi-paramétrique nécessite que X_1 et X_2 contiennent chacun au moins une variable continue, afin de garantir que les deux vecteurs de variables explicatives aient un support suffisamment riche. À ces fins, l'âge et l'âge au carré (deux variables continues) sont inclus dans les deux vecteurs de variables explicatives.

11. Comme indiqué dans le manuel d'utilisation des données de l'EU-LFS, les déciles sont calculés au niveau de chaque pays, et non à partir de la distribution des salaires dans l'ensemble des pays. Nous intégrons donc des effets fixes pays pour tenir compte de l'hétérogénéité des pays.

12. 76 % des personnes incluses dans l'échantillon ont un emploi à temps plein.

13. Nous avons également estimé des modèles contenant une indicatrice d'emploi à mi-temps. Les résultats (non reportés ici mais disponibles sur demande) indiquent logiquement que le travail à mi-temps réduit fortement les chances d'atteindre les déciles de salaire supérieurs.

14. Nous utilisons notamment le package Stata heckprobit, qui estime les modèles de probit ordonné avec équation de sélection. Il s'agit essentiellement d'associer une équation de sélection à l'estimation par maximum de vraisemblance d'un probit ordonné, et ce package calcule automatiquement l'inverse du ratio de Mills.

15. Nous estimons la sélection des personnes ayant un emploi à temps plein et percevant un salaire. En d'autres termes, nous estimons la sélection des personnes qui travaillent à temps plein et pour lesquelles un décile de salaire mensuel est calculé.

3.2. Choix des variables

Les principales variables explicatives d'intérêt sont le motif de migration et la région d'origine, ainsi que leur interaction. Dans un modèle à variables catégorielles, il est d'usage de retenir la catégorie la plus fréquente comme catégorie de référence, mais nous retenons plutôt ici les catégories pour lesquelles les perspectives d'intégration sont, *a priori*, les meilleures. S'agissant du motif de migration, il s'agit des migrants pour raisons économiques ayant un emploi, qui sont particulièrement bien intégrés sur le marché du travail (en termes de taux d'emploi et de qualité de l'emploi en général, comme le montrent les statistiques descriptives). S'agissant de la région d'origine, nous choisissons les migrants originaires de l'UE15 ou de l'AELE pour leur similarité avec les natifs en ce qui concerne la plupart de leurs caractéristiques observables.

Ces variables permettent par ailleurs de tenir compte de certaines caractéristiques non observées. Par exemple, la région d'origine est un bon indicateur de la culture, or il a été montré que la culture des individus influence la participation au marché du travail ainsi que les décisions relatives à la fécondité (Fernandez & Fogli, 2009). Le motif de migration peut quant à lui capturer certaines aspirations individuelles, les investissements en capital humain ou social ou encore l'écart perçu entre le pays d'origine et le pays d'accueil en matière de bien-être, de situation financière ou d'opportunités scolaires.

Nous retenons comme variables de contrôle des caractéristiques individuelles telles que l'âge (et son carré), le sexe, le niveau d'éducation, la capacité à parler la langue du pays d'accueil (évaluée subjectivement par la personne interrogée) et le degré d'urbanisation du lieu de résidence. Nous avons testé l'ajout d'autres variables et d'autres spécifications mais ces modélisations alternatives n'ont pas été retenues¹⁶. De plus, nous incluons des effets fixes relatifs au pays d'accueil afin de tenir compte des spécificités nationales de l'accès au marché du travail (autorisant ainsi des distributions de revenus différentes).

Les équations de salaire sont estimées à la fois sans équation de sélection (modèle de référence) et avec équation de sélection. Cela nous permet de tester le rôle de la sélection dans l'emploi pour expliquer les éventuels écarts de résultats observés sur le marché du travail entre les migrants ayant différents motifs de migration, et venant de régions et de cultures différentes. Tous les modèles incluent des contrôles individuels,

des effets fixes pays et des écarts-type robustes, et sont estimés à l'aide des poids d'extrapolation fournis dans les données.

4. Résultats

4.1. Estimation de référence de l'équation de salaire

Les résultats de l'estimation de référence de l'équation de salaire, réalisée à l'aide d'un probit ordonné, sont indiqués dans le tableau 2 (les résultats détaillés sont présentés dans l'Annexe en ligne – voir le lien à la fin de cet article).

Dans la colonne 1, seul le motif de migration est introduit, afin de comparer chaque catégorie de migrants aux migrants économiques ayant un emploi. Toutes les autres catégories (à l'exception des migrants pour études) affichent des coefficients significatifs et négatifs, ce qui suggère que tous les autres motifs de migration sont associés à une plus forte probabilité de percevoir des salaires moins élevés, le coefficient négatif le plus fort en valeur absolue étant obtenu pour les réfugiés. Dans la colonne 2, nous ajoutons des indicatrices relatives à la région d'origine afin de vérifier son impact sur les salaires par rapport aux individus venant de l'UE15 ou de l'AELE. Toutes les régions d'origine, à l'exception de l'Amérique du Nord, de l'Australie et de l'Océanie, sont associées à des coefficients significatifs et négatifs, c'est-à-dire à une probabilité nettement plus faible pour les migrants de ces régions d'atteindre les déciles de salaire supérieurs. La colonne 3 introduit à la fois le motif de migration et le pays d'origine dans le

16. Premièrement, nous avons inclus la « méthode de recherche d'emploi » dans l'équation de salaire, mais les résultats sont restés inchangés pour les autres variables et le coefficient associé à cette variable n'était pas statistiquement significatif, c'est pourquoi nous ne les présentons pas dans cet article. Deuxièmement, nous avons également estimé des modèles incluant la « durée du séjour » ou le « nombre d'années écoulées depuis la migration », variable présentée dans les statistiques descriptives (dont la médiane est de 12.5 ans). La durée du séjour dans le pays d'accueil est une variable intéressante pour l'analyse de l'intégration des migrants. Plus le séjour dans le pays d'accueil est long et plus l'intégration sur le marché du travail est probable. Moins de 1 % des migrants inclus dans l'échantillon sont restés dans leur pays d'accueil moins d'un an. Ces personnes n'ont peut-être pas eu assez de temps pour entrer sur le marché du travail, mais, compte tenu de leur faible proportion, nous supposons que l'impact sur nos estimations est très limité. L'ajout de cette variable a conduit à peu près aux mêmes coefficients estimés et à des résultats semblables en termes de significativité statistique dans l'ensemble des modèles (avec ou sans correction de la sélection), ce qui suggère que son exclusion n'engendre pas de biais de variable omise. Cela a toutefois engendré un problème de convergence dans le modèle comprenant l'ensemble des interactions et la correction de la sélection, en raison de la colinéarité entre l'âge et la durée de séjour. Pour ces raisons, nous n'avons pas inclus le nombre d'années écoulées depuis la migration dans les modèles. Pour finir, nous avons également estimé les modèles séparément pour les femmes et pour les hommes. Les résultats du modèle de référence sont restés les mêmes, mais le nombre d'observations par motif de migration et région d'origine a fortement diminué, créant des problèmes de convergence pour les estimations avec correction de la sélection. Pour ces raisons, nous avons décidé de travailler avec l'ensemble de l'échantillon en incluant une variable indicatrice du sexe.

Tableau 2 – Estimations de référence des salaires
(variable dépendante : décile de salaire, estimations par probit ordonné)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Motif de migration (réf. <i>Migrant économique ayant un emploi</i>)				
<i>Migrant économique sans emploi</i>	-0.327*** (0.034)		-0.297*** (0.034)	-0.479*** (0.077)
<i>Migrant familial</i>	-0.348*** (0.037)		-0.322*** (0.037)	-0.269*** (0.074)
<i>Migrant étudiant</i>	-0.085 (0.054)		-0.016 (0.055)	-0.213** (0.108)
<i>Réfugié</i>	-0.594*** (0.070)		-0.522*** (0.075)	-0.812*** (0.237)
<i>Autre</i>	-0.269*** (0.053)		-0.287*** (0.054)	-0.563*** (0.102)
Région d'origine (réf. <i>Pays de l'UE15 et de l'AELE</i>)				
<i>Autres pays de l'UE</i>		-0.424*** (0.044)	-0.401*** (0.044)	-0.502*** (0.077)
<i>Autres pays d'Europe</i>		-0.445*** (0.044)	-0.400*** (0.044)	-0.580*** (0.093)
<i>Afrique du Nord</i>		-0.521*** (0.063)	-0.499*** (0.063)	-0.722*** (0.154)
<i>Autres pays d'Afrique</i>		-0.406*** (0.053)	-0.362*** (0.054)	-0.399*** (0.142)
<i>Moyen-Orient</i>		-0.317*** (0.085)	-0.245*** (0.085)	-0.013 (0.316)
<i>Asie</i>		-0.517*** (0.052)	-0.500*** (0.052)	-0.463*** (0.094)
<i>Amérique du Nord, Australie et Océanie</i>		0.245** (0.100)	0.272*** (0.100)	0.332* (0.189)
<i>Amérique centrale et du Sud</i>		-0.524*** (0.056)	-0.505*** (0.056)	-0.763*** (0.112)
Contrôles individuels	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe pays d'accueil	Oui	Oui	Oui	Oui
Interactions (motif de migration × région d'origine)	Non	Non	Non	Oui
Pseudo R-carré	0.1002	0.1023	0.1062	0.1091
Prob > Chi-carré	0.000	0.000	0.000	0.000
Nombre d'observations	14 637	14 637	14 637	14 637

Notes : tous les modèles sont estimés selon la méthode du probit ordonné, en pondérant. Les natifs des pays d'accueil sont exclus. Seuls les migrants âgés de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande), qui avaient au moins 15 ans à leur arrivée dans le pays d'accueil et (parmi ceux employés) qui ont un emploi à plein temps (à l'exception des travailleurs indépendants) sont inclus. Les écarts-type robustes sont indiqués entre parenthèses. * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01. Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

modèle de référence. Nous constatons, en règle générale, que les coefficients estimés pour les motifs de migration et le pays d'origine restent plutôt stables (et les niveaux de significativité ne changent pas non plus). Toutes choses égales par ailleurs, et si l'on contrôle conjointement l'origine géographique et les motifs de migration, on constate que la migration à des fins d'éducation n'est toujours pas statistiquement différente de la migration économique (migrants ayant un emploi à leur arrivée). La dernière colonne introduit l'interaction entre le motif de migration et l'origine géographique, afin de déterminer si l'impact du motif de migration sur les revenus dépend de l'origine, ce qui fait partie des principales hypothèses du présent article¹⁷.

Toutefois, cela n'est pas si direct à partir des modèles d'interaction bruts de la colonne 4.

À des fins de clarification, le tableau suivant (tableau 3) présente les estimations des effets totaux (avec leur significativité statistique et leurs écarts-type) issus du modèle avec interactions (tableau 2, colonne 4). Cette estimation peut être interprétée comme étant l'effet total d'un motif de migration donné (par exemple la protection internationale) et d'une région d'origine donnée

17. Nous avons vérifié le nombre d'observations de chaque cellule dans le cadre de l'interaction entre les motifs de migration et la région d'origine, afin de nous assurer que cela justifiait les modèles avec interactions. La précision des estimations est également renforcée car notre échantillon regroupe plusieurs pays d'accueil en Europe. Seuls certains cas ont présenté un petit nombre d'observations, ce qui a donné lieu à des estimations non pertinentes.

(par exemple le Moyen-Orient)¹⁸. Les résultats confirment notre hypothèse et suggèrent que l'impact du motif de migration sur le niveau de salaire dépend fortement de la région d'origine, une conclusion que seul le modèle avec interactions nous permet d'obtenir. Par exemple, tout autre modèle suggérerait que le statut de réfugié a un impact négatif sur les revenus quelle que soit l'origine géographique. Les résultats du tableau 3 suggèrent que ce n'est pas le cas : l'effet du statut de réfugié venant du Moyen-Orient, des autres pays d'Afrique, de l'Asie et des autres pays d'Europe sur la probabilité de percevoir des

salaires supérieurs à ceux des autres migrants de ces régions est négatif et significatif, ce qui veut dire que seules les personnes ayant migré à des fins de protection internationale et venant de certaines régions (autres pays d'Europe,

18. Cela se fait au moyen d'une commande post-estimation (*lincom*) effectuée après les estimations du probit ordonné, afin de calculer la combinaison linéaire de deux variables catégorielles (dans notre cas le motif de migration et la région d'origine) pour des valeurs données. En d'autres termes, nous calculons la somme du coefficient devant la variable relative au motif de migration (lorsqu'une modalité lui est affectée, par exemple 5 s'il s'agit de la protection internationale) et du coefficient devant l'interaction entre le motif de migration pour une catégorie donnée (par exemple 5 s'il s'agit de la protection internationale) et une région d'origine donnée (par exemple 6 s'il s'agit du Moyen-Orient).

Tableau 3 – Estimation des effets totaux des interactions de l'équation de salaire

Interaction : motif de migration × région d'origine	Estimation de l'effet total	Écart-type
Migrants économiques sans emploi		
× Autres pays de l'UE	-0.279***	(0.060)
× Autres pays d'Europe hors UE	-0.197**	(0.080)
× Afrique du Nord	-0.122	(0.152)
× Autres pays d'Afrique	-0.146	(0.152)
× Moyen-Orient	-0.510	(0.352)
× Asie	-0.424	(0.098)
× Amérique du Nord, Australie et Océanie	-0.353	(0.282)
× Amérique centrale et du Sud	-0.136	(0.103)
Migrants familiaux		
× Autres pays de l'UE	-0.291***	(0.076)
× Autres pays d'Europe hors UE	-0.220***	(0.081)
× Afrique du Nord	-0.160	(0.163)
× Autres pays d'Afrique	-0.406***	(0.151)
× Moyen-Orient	-0.825**	(0.330)
× Asie	-0.588***	(0.106)
× Amérique du Nord, Australie et Océanie	-0.504**	(0.240)
× Amérique centrale et du Sud	-0.110	(0.115)
Migrants pour études		
× Autres pays de l'UE	0.048	(0.124)
× Autres pays d'Europe hors UE	0.364**	(0.164)
× Afrique du Nord	0.031	(0.401)
× Autres pays d'Afrique	-0.380**	(0.166)
× Moyen-Orient	-0.016	(0.390)
× Asie	-0.019	(0.124)
× Amérique du Nord, Australie et Océanie	-0.568*	(0.320)
× Amérique centrale et du Sud	0.476***	(0.171)
Réfugiés		
× Autres pays de l'UE	-0.260	(0.195)
× Autres pays d'Europe hors UE	-0.326***	(0.125)
× Afrique du Nord	-0.645*	(0.368)
× Autres pays d'Afrique	-0.738***	(0.167)
× Moyen-Orient	-1.078***	(0.351)
× Asie	-0.623***	(0.152)
× Amérique du Nord, Australie et Océanie	4.327***	(0.295)
× Amérique centrale et du Sud	0.728	(0.643)

Notes : les coefficients de l'ensemble des interactions sont calculés à l'aide des estimations des modèles avec interactions indiquées à la colonne 4 du tableau 2 ci-dessus. Les natifs des pays d'accueil sont exclus. Seuls les migrants âgés de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande), qui avaient au moins 15 ans à leur arrivée dans le pays d'accueil et (parmi ceux employés) qui ont un emploi à plein temps (à l'exception des travailleurs indépendants) sont inclus. Les écarts-type robustes sont indiqués entre parenthèses. * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01.

Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

autres pays d’Afrique, Moyen-Orient et Asie) obtiennent de moins bons résultats en termes de salaire (pour un seuil de confiance de 1 %).

Nous observons également que, dans le modèle avec interactions, le coefficient associé à la région d’origine Moyen-Orient n’est plus significatif, ce qui semble découler de l’hétérogénéité sous-jacente des différents motifs de migration. Par exemple, les statuts de réfugié ou de migrant familial venant du Moyen-Orient

concentrent un effet négatif sur la probabilité de percevoir un salaire plus élevé, tandis que les migrants étudiants et économiques (sans emploi) venant du Moyen-Orient ne sont pas pénalisés, c’est-à-dire qu’ils semblent mieux intégrés sur le marché du travail de leur pays d’accueil. De plus, les migrants pour études, en règle générale, ne sont pas statistiquement différents des migrants économiques ayant un emploi à leur arrivée. Toutefois, cela semble fortement dépendre de l’origine géographique dans les modèles avec

Tableau 4 – Estimations des salaires (décile) avec prise en compte de la sélection
(variable dépendante : décile de salaire, probit ordonné avec équation de sélection)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Motif de migration (réf. <i>Migrant économique ayant un emploi à l'arrivée</i>)				
<i>Migrants économiques sans emploi</i>	-0.326*** (0.032)		-0.301*** (0.031)	-0.393*** (0.069)
<i>Migrants familiaux</i>	-0.422*** (0.069)		-0.415*** (0.057)	-0.391*** (0.084)
<i>Migrants pour études</i>	-0.240*** (0.071)		-0.203*** (0.063)	-0.449*** (0.123)
<i>Réfugiés</i>	-0.661*** (0.090)		-0.624*** (0.080)	-0.641*** (0.176)
<i>Autres</i>	-0.304*** (0.063)		-0.339*** (0.058)	-0.581*** (0.099)
Région d'origine (réf. <i>Pays de l'UE15 et de l'AELE</i>)				
<i>Autres pays de l'UE</i>		-0.330*** (0.044)	-0.333*** (0.043)	-0.461*** (0.071)
<i>Autres pays d'Europe hors UE</i>		-0.361*** (0.040)	-0.298*** (0.040)	-0.475*** (0.084)
<i>Afrique du Nord</i>		-0.485*** (0.062)	-0.405*** (0.070)	-0.551*** (0.129)
<i>Autres pays d'Afrique</i>		-0.356*** (0.047)	-0.277*** (0.048)	-0.248* (0.133)
<i>Moyen-Orient</i>		-0.474*** (0.087)	-0.335*** (0.087)	-0.218 (0.272)
<i>Asie</i>		-0.483*** (0.046)	-0.444*** (0.047)	-0.346*** (0.103)
<i>Amérique du Nord, Australie et Océanie</i>		0.335*** (0.091)	0.352*** (0.091)	0.365* (0.191)
<i>Amérique centrale et du Sud</i>		-0.453*** (0.049)	-0.425*** (0.049)	-0.632*** (0.099)
Contrôles individuels	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe pays d'accueil	Oui	Oui	Oui	Oui
Interaction (migration × région)	Non	Non	Non	Oui
Équation de sélection				
Motif de migration (réf. <i>Migrant économique ayant un emploi</i>)				
<i>Migrants économiques sans emploi</i>	-0.116*** (0.033)		-0.105*** (0.033)	-0.197** (0.078)
<i>Migrants familiaux</i>	-0.701*** (0.032)		-0.657*** (0.032)	-0.689*** (0.060)
<i>Migrants pour études</i>	-0.597*** (0.046)		-0.543*** (0.046)	-0.608*** (0.093)
<i>Réfugiés</i>	-0.746*** (0.048)		-0.678*** (0.05)	-0.261 (0.195)
<i>Autres</i>	-0.498*** (0.045)		-0.474*** (0.045)	-0.530*** (0.082)

→

Tableau 4 – (suite)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Région d'origine (réf. <i>Pays de l'UE15 et de l'AELE</i>)				
<i>Autres pays de l'UE</i>		0.285*** (0.035)	0.190*** (0.036)	0.040 (0.075)
<i>Autres pays d'Europe hors UE</i>		-0.0613* (0.036)	-0.0494 (0.036)	-0.308*** (0.086)
<i>Afrique du Nord</i>		-0.568*** (0.044)	-0.528*** (0.044)	-0.385*** (0.120)
<i>Autres pays d'Afrique</i>		-0.012 (0.042)	0.065 (0.043)	0.162 (0.177)
<i>Moyen-Orient</i>		-0.311*** (0.062)	-0.184*** (0.064)	-0.266 (0.214)
<i>Asie</i>		0.116*** (0.039)	0.166*** (0.039)	0.567*** (0.102)
<i>Amérique du Nord, Australie et Océanie</i>		0.120 (0.074)	0.129* (0.072)	0.486*** (0.176)
<i>Amérique centrale et du Sud</i>		0.065 (0.042)	0.077* (0.042)	-0.159 (0.1)
Variables d'exclusion				
Présence d'un enfant dans le ménage	-0.140*** (0.024)	-0.132*** (0.023)	-0.121*** (0.023)	-0.130*** (0.024)
Présence d'un autre adulte actif dans le ménage	0.041 (0.031)	-0.009 (0.031)	0.018 (0.031)	0.017 (0.031)
Situation maritale (réf. <i>Célibataire</i>)				
<i>Marié-e</i>	0.105*** (0.037)	0.072*** (0.037)	0.111*** (0.038)	0.123*** (0.039)
<i>Veuf-veuve, divorcé-e ou séparé-e</i>	-0.04 (0.032)	-0.089*** (0.029)	-0.027 (0.034)	-0.02 (0.036)
Contrôles individuels	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet fixe pays d'accueil	Oui	Oui	Oui	Oui
Interaction (migration × région)	Non	Non	Non	Oui
Test de Wald sur les équations indépendantes (rho =), Prob > Chi2	0.8545	0.1026	0.7701	0.8295
Nombre d'observations	37 777	37 777	37 777	37 777

Notes : tous les modèles sont estimés selon la méthode du probit ordonné, à l'aide de poids de probabilité, complétée par un modèle de sélection (*heckprobit*). Les natifs des pays d'accueil sont exclus. Seuls les migrants âgés de 15 à 64 ans qui vivent en ménage ordinaire dans un pays de l'UE15 (à l'exception de l'Allemagne, du Danemark, des Pays-Bas et de l'Irlande), qui avaient au moins 15 ans à leur arrivée dans le pays d'accueil et (parmi ceux employés) qui ont un emploi à plein temps (à l'exception des travailleurs indépendants) sont inclus. Les écarts-type robustes sont indiqués entre parenthèses. * p<0.1 ; ** p<0.05 ; *** p<0.01.

Source : EU-LFS, module ad hoc 2014.

interactions, ce qui pourrait refléter l'hétérogénéité des migrants étudiants. Par exemple, les migrants étudiants qui viennent d'Amérique centrale et du Sud ou des autres pays d'Europe sont plus susceptibles que les autres migrants de percevoir un salaire plus élevé, tandis que les migrants étudiants venant des autres pays d'Afrique, d'Amérique du Nord, d'Australie ou d'Océanie sont plus susceptibles de percevoir un salaire moins élevé. Ainsi, les modèles comprenant l'ensemble des interactions permettent de mettre en lumière les effets cumulés de l'origine géographique et du motif de migration sur les salaires.

4.2. Estimations avec équation de sélection

Les résultats de l'estimation du salaire mensuel avec sélection dans l'emploi sont présentés dans

le tableau 4. De même que pour les résultats du modèle de référence, toutes les catégories de migrants (y compris migrants étudiants cette fois-ci) sont significativement et négativement associées à un salaire mensuel plus élevé que les migrants économiques (ayant un emploi à leur arrivée). Si l'on tient compte de la sélection dans l'emploi, les coefficients estimés des motifs de migration sont généralement plus élevés (en valeur absolue) que ceux estimés dans le modèle de base. Cela suggère que la sélection pourrait jouer un rôle important pour expliquer la probabilité d'atteindre différents niveaux de salaire.

En examinant l'équation de sélection (dans l'emploi salarié à temps complet), nous observons que le motif de migration affecte le processus de sélection. Bien que tous les motifs semblent avoir

un impact négatif sur la probabilité de trouver un emploi à temps plein, les migrants familiaux sont les moins susceptibles d'y parvenir, tandis que les migrants économiques sans emploi à leur arrivée sont les plus avantagés (après ceux qui ont déjà un emploi à leur arrivée). Les réfugiés sont également moins susceptibles d'avoir un emploi à temps complet que les migrants économiques, mais cette différence disparaît une fois que les effets de la région d'origine sont contrôlés.

Ces modèles de sélection présentent néanmoins une limite importante. Pour chaque probit ordonné, un test de Wald est réalisé pour vérifier si la prise en compte du phénomène d'auto-sélection est justifiée : il l'est si les résidus des deux équations présentent une corrélation significative. Ici, la sélection est rejetée pour tous les modèles, comme indiqué au tableau 4¹⁹. Plusieurs raisons peuvent expliquer le rejet des modèles de sélection dans ce contexte. Premièrement, la validité des variables d'exclusion pourrait être problématique : elles pourraient ne pas suffire à isoler le mécanisme de sélection. Par exemple, l'indicatrice de la présence d'enfants de moins de 15 ans pourrait être une variable d'exclusion valide pour les femmes, mais peut-être pas pour les hommes. De même, l'indicatrice de la présence d'un autre adulte en activité dans le ménage, ou la situation maritale, pourraient avoir un impact sur la marge intensive de l'emploi (par exemple le nombre d'heures travaillées) mais ne pas suffire à identifier la sélection en vue d'expliquer la marge extensive (par exemple l'accès au marché du travail).

En outre, les résultats globaux sont plus ou moins semblables dans le tableau 2 et le tableau 4, ce qui implique que, pour la plupart de ces catégories de migrants, la sélection (dans un emploi à temps plein) est exogène relativement à la détermination du décile de salaire²⁰.

4.3. Estimations alternatives sur les niveaux de qualification des emplois

Afin de tester la validité de nos résultats sur un échantillon plus large, nous avons estimé un modèle semblable sur un échantillon incluant les migrants qui occupent un emploi non salarié. Dans ce cas, on ne dispose par définition pas de leur salaire, et nous avons donc utilisé un autre indicateur d'intégration sur le marché du travail : la qualification professionnelle de l'emploi, que nous définissons en fonction des catégories de la Classification internationale type des professions (CITP)²¹. Nous estimons le même modèle

que précédemment, avec les mêmes variables explicatives, mais nous modifions la variable expliquée : les déciles de salaire sont remplacés par les qualifications professionnelles ordonnées (professions peu qualifiées, moyennement qualifiées et hautement qualifiées). Dans l'ensemble, les estimations relatives aux salaires et aux qualifications professionnelles sont cohérentes (les résultats sont fournis dans l'Annexe en ligne).

* *
*

Ces dernières années, l'intégration des migrants sur le marché du travail a pris une place de plus en plus importante dans les débats politiques du monde entier. Après un récent et fort afflux de réfugiés, les pays européens doivent maintenant mettre leurs politiques de migration et d'intégration en œuvre dans un contexte d'hétérogénéité politique, face à une opinion publique discordante. S'agissant de l'intégration économique, toutefois, on oublie souvent les différences qui existent entre les migrants, ne serait-ce qu'en termes de caractéristiques et d'aspirations personnelles. Dans le présent article, nous nous concentrons sur les motifs de migration et sur la région d'origine afin de mieux comprendre les écarts de performance des migrants sur le marché du travail en Europe. Compte tenu des données disponibles, nous ne considérons que les résultats sur le marché du travail et non pas l'intégration sociale au sens large, mais il a été montré empiriquement que les deux sont étroitement liés et que l'intégration sur le marché du travail joue un rôle clé dans l'intégration sociale (Hansen, 2012). À l'aide du module ad hoc 2014 de l'enquête européenne sur les forces de travail,

19. Toutefois, notons que l'on peut valablement interpréter les coefficients des deux équations de revenus même si le modèle de sélection est rejeté. Ce qu'il faut garder à l'esprit, c'est que la sélection endogène est rejetée mais qu'il existe évidemment une sélection exogène, ce qui donne des estimations similaires dans les deux spécifications.

20. Comme c'est le cas dans le modèle de référence, nous appliquons des commandes post-estimation (*lincom*) après les estimations du probit ordonné, avec la sélection. Bien que la spécification « sélection » soit rejetée, les signes et la significativité statistique des coefficients estimés sont plus ou moins les mêmes qu'avant (tableau 3). Les résultats sont fournis dans l'Annexe en ligne.

21. L'EU-LFS fournit des catégories professionnelles à un chiffre (neuf au total, CITP-08). En fonction des compétences exigées dans ces catégories, nous établissons trois groupes professionnels plus larges, définis comme étant peu qualifiés (groupes 8 et 9), moyennement qualifiés (groupes 3, 4, 5, 6 et 7) et hautement qualifiés (groupes 1 et 2). Les groupes de la CITP-08 sont les suivants : (1) Directeurs, cadres de direction et gérants, (2) Professions intellectuelles et scientifiques, (3) Professions intermédiaires, (4) Employés de type administratif, (5) Personnel des services directs aux particuliers, commerçants et vendeurs, (6) Agriculteurs et ouvriers qualifiés de l'agriculture, de la sylviculture et de la pêche, (7) Métiers qualifiés de l'industrie et de l'artisanat, (8) Conducteurs d'installations et de machines, et ouvriers de l'assemblage, (9) Professions élémentaires. Il existe également une catégorie « (0) Professions militaires » (exclue des estimations).

récemment devenu disponible, nous analysons l'intégration économique de différents groupes de migrants, selon leur motif de migration et leur région d'origine.

Notre analyse se concentrant sur les salaires (marge intensive), nous ne nous contentons pas d'observer les taux d'activité ou d'emploi (marge extensive). Dans l'équation de salaire, nous examinons également le biais qui pourrait découler de la non prise en compte de la sélection dans l'emploi, dans la mesure où certaines personnes peuvent ne pas avoir d'emploi, ce qui peut être corrélé à leur motif de migration ou à leur région d'origine, entre autres. Cependant, nous constatons que le modèle de sélection est statistiquement rejeté, et nous choisissons d'estimer des modèles ordonnés de salaire, en tenant compte d'un nombre important de caractéristiques individuelles ainsi que des effets fixes du pays d'accueil.

Nos résultats suggèrent que les motifs économiques, ainsi que le fait d'avoir un emploi à son arrivée, sont positivement associés à des salaires plus élevés dans le pays d'accueil. Toutefois, nos principales conclusions soulignent que l'impact du motif de migration ne devrait pas être examiné seul, car il semble fortement lié à la région d'origine du migrant. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les réfugiés et les migrants familiaux sont plus susceptibles que les autres types de migrants de percevoir des salaires mensuels moins élevés, mais cela ne s'applique qu'aux migrants venant de certaines régions (comme les autres pays d'Europe, le Moyen-Orient ou l'Asie). Bien que ces conclusions soient semblables à celles de la littérature existante (Cortes, 2004 ; Campbell, 2014 ; Akgüç, 2014), notre article va plus loin en analysant des aspects spécifiques à l'origine géographique,

grâce à l'estimation des modèles avec interactions. Nous constatons également qu'un motif de migration économique ne se traduit pas nécessairement par de meilleurs salaires. Au contraire, pour certaines régions d'origine (par exemple l'Afrique, le Moyen-Orient et l'Asie), ces migrants semblent obtenir des résultats sur le marché du travail semblables à ceux des migrants non économiques, comme les migrants familiaux et les réfugiés. Nos résultats prouvent également, dans une certaine mesure, que les salaires des migrants étudiants sont semblables à ceux des migrants économiques ayant un emploi à leur arrivée.

Globalement, nos résultats fournissent des éléments supplémentaires quant à l'intégration des migrants sur le marché du travail, en s'appuyant sur des données particulièrement récentes (à ce jour) en Europe. Notre article souligne que le motif de migration et la région d'origine jouent un rôle important pour expliquer la position des migrants dans la distribution des salaires. Il souligne également l'interdépendance entre motif de migration et région d'origine, qui explique les écarts constatés entre des populations d'origine étrangère hétérogènes en matière d'intégration sur le marché du travail. Les résultats montrent clairement que les migrants ne sont pas un groupe homogène et que les différences qui existent entre eux justifient des politiques variées en vue d'améliorer leur intégration. Toutefois, certains des principaux pays d'accueil des migrants (comme l'Allemagne et les Pays-Bas) sont exclus de l'échantillon, ce qui limite la portée de notre article. Il est donc nécessaire de mener des recherches complémentaires pour analyser de manière plus approfondie les mécanismes qui sous-tendent le succès de la migration. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/5396124/ES-524-525_Akguc-Welter_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Akgüç, M. (2014).** Do Visas Matter? Labor Market Outcomes of Immigrants in France by Visa Classes at Entry. *TSE Working Paper*. <https://www.sole-jole.org/assets/docs/14053.pdf>
- Akgüç, M. & Ferrer, A. (2015).** Educational Attainment and Labor Market Performance: An Analysis of Immigrants in France. *IZA Discussion Paper* N° 8925. <http://repec.iza.org/dp8925.pdf>
- Algan, Y., Dustmann, C., Glitz, A. & Manning, A. (2009).** The economic situation of first and second generation immigrants in France, Germany and the United Kingdom. *Economic Journal*, 120, F4-F30. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02338.x>

- Aslund, O., Bohlmark, A. & Nordstrom Skans, O. (2009).** Age at Migration and Social Integration. *IZA Discussion Paper* N° 4263. <http://ftp.iza.org/dp4263.pdf>
- Aydemir, A. (2011).** Immigrant selection and short-term labor market outcomes by visa category. *Journal of Population Economics*, 24, 451–475. <https://doi.org/10.1007/s00148-009-0285-0>
- Bevelander, P. & Pendakur, R. (2014).** The labour market integration of refugee and family reunion immigrants: a comparison of outcomes in Canada and Sweden. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 40(5), 689–709. <https://doi.org/10.1080/1369183X.2013.849569>
- Bleakley, H. & Chin, A. (2008).** What Holds Back the Second Generation? The Intergenerational Transmission of Language Human Capital Among Immigrants. *Journal of Human Resources*, 43(2), 267–298. <https://www.jstor.org/stable/40057347>
- Boeri, T., Philippis, M., Patacchini, E. & Pelizzari, M. (2015).** Immigration, Housing Discrimination and Employment. *Economic Journal*, 125, F82–F114. <https://doi.org/10.1111/eoj.12232>
- Campbell, S. (2014).** Does It Matter Why Immigrants Came Here? Original Motives, the Labour Market, and National Identity in the UK. Quantitative Social Science - UCL Social Research Institute, University College London. *DQSS Working Paper* N° 65. <http://repec.ioe.ac.uk/REPEc/pdf/qsswp1414.pdf>
- Cangiano, A. (2015).** Migration policies and migrant employment outcomes. *Computational Management Science*, 2(4), 417–443. <https://doi.org/10.5117/CMS2014.4.CANG>
- Cortes, K. E. (2004).** Are refugees different from economic immigrants? Some empirical evidence on the heterogeneity of immigrant groups in the United States. *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 465–480. <https://www.jstor.org/stable/3211641>
- Cortes, K. E. (2006).** The Effects of Age at Arrival and Enclave Schools on the Academic Performance of Immigrant Children. *Economics of Education Review*, 25, 121–132. <https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2004.12.001>
- De Luca, P. & Perotti, V. (2011).** Estimation of ordered response models with sample selection. *Stata Journal*, 11(2), 213–239. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1619783>
- De Philippis, M., Patacchini E., Pellizzari M. & Boeri, T. (2015).** Immigration, housing discrimination and employment. *Economic Journal*, 125, 82–114. <https://doi.org/10.1111/eoj.12232>
- Dustmann, C., Fasani, F., Frattini, T., Minale, L. & Schönberg, U. (2017).** On the economics and politics of refugee migration. *Economic Policy*, 32(91), 497–550. <https://doi.org/10.1093/epolic/eix008>
- European Commission (2019).** Report from the Commission to the European Parliament and the Council on the Implementation of Directive 2003/86/EC on the Right to Family Reunification, COM(2019) 162 final. [http://www.europeanmigrationlaw.eu/documents/COM\(2019\)162-FamilyReunion.PDF](http://www.europeanmigrationlaw.eu/documents/COM(2019)162-FamilyReunion.PDF)
- Fasani, F., Frattini, T. & Minale, L. (2018).** (The Struggle for) Refugee Integration into the Labour Market: Evidence from Europe. *IZA Discussion Paper* N°11333. <http://ftp.iza.org/dp11333.pdf>
- Fernandez, R. & Fogli, A. (2009).** Culture: An Empirical Investigation of Beliefs, Work, and Fertility. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 1(1), 146–177. <https://doi.org/10.1257/mac.1.1.146>
- Gonzalez, A. (2003).** The education and wages of immigrant children: The impact of age of arrival. *Economics of Education Review*, 22, 203–212. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(02\)00004-3](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(02)00004-3)
- Gronau, R. (1974).** Wage Comparisons – a Selectivity Bias. *Journal of Political Economy*, 82(6), 1119–1143. <https://doi.org/10.1086/260267>
- Hansen, R. (2012).** The Centrality of Employment in Immigrant Integration in Europe. Migration Policy Institute. <https://www.migrationpolicy.org/research/TCM-employment-immigrant-integration-europe>
- Hunt, J. (2011).** Which Immigrants Are Most Innovative and Entrepreneurial? Distinctions by Entry Visa. *Journal of Labor Economics*, 29, 417–457. <https://doi.org/10.1086/659409>
- McFadden, D. (1974).** Conditional logit analysis of qualitative choice behaviour. *Frontiers in Econometrics*, 105–142. <https://eml.berkeley.edu/reprints/mcfadden/zarembka.pdf>
- Regets M. C. & Duleep, H. O. (1999).** Immigrants and human-capital investment. *American Economic Review*, 89, 186–191. <https://doi.org/10.1257/aer.89.2.186>
- Rodriguez-Planas, N. & Vegas, R. (2011).** Moroccans' Assimilation in Spain: Family-Based Versus Labor-Based Migration. *Middle East Development Journal*, 3(2), 119–139. <https://doi.org/10.1142/S1793812011000387>
- Zwysen, W. (2018).** Different patterns of labor market integration by migration motivation in Europe: the role of host country human capital. *International Migration Review*, 1–31. <https://doi.org/10.1177/0197918318767929>

Le cumul emploi-retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants

Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles

Agathe Dardier*

Résumé – Le cumul emploi-retraite est un des dispositifs de prolongation d'activité promu par la réforme des retraites de 2003. En 2019, 3 % des retraités du régime général occupaient ainsi un emploi salarié dans le privé et, parmi les assurés partis en retraite au régime général depuis le 1^{er} janvier 2004, 10 % ont occupé un emploi salarié du privé entre 2005 et 2016. L'objectif de l'article est de caractériser ces retraités en emploi, avant d'éventuels changements législatifs. L'analyse, menée à partir des données administratives de la Caisse nationale d'assurance vieillesse, fait apparaître que les deux facteurs qui contribuent le plus à la reprise d'un emploi après la retraite sont d'avoir été en emploi avant le départ à la retraite, et d'avoir la durée d'assurance requise pour le taux plein. Trois profils-types de « cumulants » se dégagent : un profil « hommes ayant eu des carrières longues, partis en retraite anticipée » (24 %), un profil « cadres » (45 %), et un profil « femmes ayant eu des périodes sans emploi » (31 %).

Abstract – *Combining work and a pension is one of the ways of extending ones working life that is being encouraged under the 2003 pension reforms. In 2019, 3% of retirees under the general scheme were thus in paid employment in the private sector and, of individuals having retired under the general scheme since 1 January 2004, 10% were in paid employment in the private sector between 2005 and 2016. This article seeks to identify the key characteristics of these employed retirees, or “combiners”, prior to any changes in the legislation. The analysis, carried out using administrative data gathered by the CNAV (the French national old-age insurance), shows that the two factors which contribute most to a decision to return to work after retirement are having been in employment before retiring and having the length of insurance cover required for a full pension. Three typical combiner profiles are identified: a profile of men who have had long careers and taken early retirement (24%), a profile of executives (45%) and a profile of women with spells out of work (31%).*

Code JEL / JEL Classification : J14, J26

Mots-clés : retraite, reprise d'activité, cumul emploi-retraite, assurance vieillesse

Keywords: retirement, return to work, combining work and a pension, old-age insurance

*Cnav lors de la réalisation de l'étude (agathe.dardier@cnav.fr)

Merci à Catherine Bac, Caroline Berteau-Rapin, Julie Couhin, et Mélina Ramos-Gorrand pour leurs commentaires judicieux lors d'un travail préalable à l'élaboration de cet article. Je remercie également Pascale Breuil, ainsi que les rapporteurs anonymes de la revue, pour leurs commentaires sur des versions antérieures de l'étude.

Reçu en mai 2019, accepté en novembre 2020.

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: Dardier, A. (2021). Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles. *Economie et Statistique / Economics and Statistics* 524-525, 119–135. doi: 10.24187/ecostat.2021.524d.2047

Depuis les années 1990 dans l'Union européenne, la question du « vieillissement actif », notamment « en emploi » a été l'objet d'une attention croissante, reflétée dans diverses communications de la Commission (voir Guillemard, 2013). En 2000, le Conseil de Lisbonne soulignait la faiblesse du taux d'emploi et de la participation au marché du travail des travailleurs âgés, et en parallèle, l'effet du vieillissement sur le financement des systèmes de protection sociale (Conseil Européen de Lisbonne, 2000, respectivement points 4 et 23). Dans cette ligne, plusieurs pays ont des dispositifs incitant au maintien en emploi des seniors et au décalage de leur départ à la retraite : au Royaume-Uni, en Suède ou en Italie, il n'existe aucune restriction au cumul d'une activité et d'une pension de retraite. L'Allemagne, la Belgique, et l'Espagne permettent le cumul emploi-retraite mais il peut être soumis à des contraintes en fonction de l'âge de l'assuré et de sa rémunération (Conseil d'orientation des retraites, 2018).

En France, la réforme des retraites de 2003 avait pour objectif d'« allonger la durée d'activité par une mobilisation nationale en faveur du travail des salariés de plus de 55 ans » (Assemblée nationale, 2003). Elle créait la surcote, qui encourage le maintien en emploi, la retraite progressive, qui permet de percevoir une fraction de la pension de retraite tout en exerçant une ou plusieurs activités à temps partiel. Elle assouplissait le dispositif du cumul emploi-retraite. À la différence des autres dispositifs, le cumul emploi-retraite n'entraîne pas le report du départ à la retraite, mais il permet aux retraités de reprendre une activité une fois leur retraite liquidée. Il permet aussi au système de retraite de percevoir des cotisations de travailleurs qui, le plus souvent, ne peuvent plus augmenter le niveau de leur pension : depuis 2015 en effet, un assuré qui occupe un emploi relevant du régime de retraite dont il perçoit une pension ne s'ouvre plus de droits à la retraite dans ce régime¹. Le cumul emploi-retraite contribue ainsi à la fois à accroître l'activité des seniors et à améliorer la situation financière des régimes de retraite.

Près de 11 % des personnes parties en retraite au régime général en 2015² reprennent un emploi salarié après la retraite, et parmi l'ensemble des retraités du régime général, 3 % sont salariés en 2019 selon les données de la Caisse nationale d'assurance vieillesse³ (Cnav) ; la proportion est du même ordre selon les données de l'enquête emploi (Minni, 2019). À partir de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR), en 2016, 16.4 % des retraités de la génération 1950 ont cumulé

une pension dans leur régime de retraite principal avec un emploi au moins une fois depuis leur départ à la retraite (DREES, 2019).

Cet article propose de dresser un portrait des retraités qui cumulent leur retraite et un emploi, avant une possible évolution du dispositif. En effet, un article du projet de loi créant un système universel de retraite permettrait aux cumulants de s'ouvrir de nouveaux droits à retraite dès 2022, indépendamment du futur système (Assemblée nationale, 2020, article 26⁴).

L'étude présentée ici prolonge les travaux réalisés par Bridenne & Mette (2012) sur les retraités du régime général qui reprennent une activité en tant que salariés du secteur privé (hors salariés agricoles). Les cumulants y apparaissent comme des personnes en emploi avant leur retraite, avec des durées d'assurance élevées, plus souvent non mariées, et avec parfois des aléas de carrière plus importants que parmi la moyenne des retraités. La loi de libéralisation du cumul emploi-retraite de 2009 (voir *infra*, encadré 1) et l'important développement du cumul emploi-retraite parmi les nouveaux retraités ont probablement conduit à attirer vers ce dispositif des personnes différentes de celles identifiées par Bridenne & Mette.

Cette étude est également complémentaire à l'inventaire des profils des cumulants dressé par Musiedlak (2017), sur un champ un peu différent, celui des actifs occupés de 53 ans et plus percevant une pension de retraite et résidant en France. Il identifiait trois profils de retraités dont les emplois sont réguliers : des cadres âgés, des hommes non-salariés, et des jeunes retraités. Il distinguait également deux profils d'emplois irréguliers ou de temps partiel. Ses résultats reposent sur les données de l'enquête emploi en continu qui permet de décrire l'ensemble des situations de cumuls emploi-retraite possibles. En revanche, ces données d'enquête ne permettent pas d'étudier précisément les caractéristiques des cumulants, car la taille de l'échantillon est trop faible pour une analyse fine.

Dans une première section, nous étudions les caractéristiques des cumulants entre 2004 et

1. Auparavant, un assuré ayant un emploi relevant d'un autre régime que celui dans lequel il avait pris sa retraite continuait de s'ouvrir des droits à retraite dans le régime du cumul. Depuis le 1^{er} janvier 2015, les activités exercées en cumul n'ouvrent aucun nouveau droit à la retraite.

2. Plusieurs années s'écoulaient entre le départ à la retraite et la reprise d'activité. Il n'est donc pas encore possible de connaître la part de cumulants parmi les flux de retraités plus récents.

3. <https://www.statistiques-recherches.cnnav.fr/cumul-emploi-retraite.html>

4. « Par ailleurs, l'amélioration du dispositif du cumul emploi-retraite est prévue dès le 1^{er} janvier 2022, sans attendre l'entrée en vigueur du système universel : de nouveaux droits à retraite pourront être acquis après avoir rempli les conditions d'âge et de durée d'assurance propre au cumul emploi-retraite intégral. » (Assemblée nationale, 2020, p. 25).

2016 et les déterminants individuels du cumul emploi-retraite, en nous appuyant sur les mêmes données que Bridenne & Mette (2012). Dans une deuxième section, nous dressons des profils-types de retraités du régime général qui occupent un emploi en tant que salariés du secteur privé. Ces assurés représentent 80 % des situations de cumul emploi-retraite⁵ (cumul intra-régime général, qui concerne 350 000 personnes en 2016).

Dans toute l'étude, les cumulants sont définis comme des personnes ayant pris leur retraite au régime général de l'assurance vieillesse et pour lesquelles des informations concernant l'occupation d'un emploi salarié (hors salarié agricole) sont enregistrées sur le relevé de carrière en *N+1* ou après. La population analysée concerne des assurés ayant pris leur retraite au régime général en 2004, 2009, 2014, et les cumulants sont ceux percevant au moins une fois un salaire dans les années qui suivent le départ à la retraite (observables jusqu'en 2016, dernière année disponible). L'étude porte uniquement sur les

assurés partis à la retraite entre 2004 et 2014, afin de pouvoir observer leurs éventuels revenus d'activité pendant au moins deux ans suivant la retraite. Les cumulants ayant un seul salaire dont le montant est inférieur à celui permettant de valider un trimestre dans les années suivant la liquidation ne sont pas dans le champ. Les cumulants partis en retraite au titre de la retraite progressive sont également exclus.

1. Données et premiers éléments descriptifs

Parmi les assurés du régime général ayant pris leur retraite en 2004, 9.4 % des hommes et 7.1 % des femmes ont perçu au moins un salaire entre 2004 et 2016 (53 000 personnes). En raison de la montée en charge du dispositif et de la loi dite de libéralisation du cumul emploi-retraite de 2009 (encadré 1), la part de retraités-salariés

5. Cf. Programme de Qualité et d'Efficienc e « Retraites », Projet de Loi de financement de la Sécurité Sociale 2018, indicateur de cadrage n°6.

ENCADRÉ 1 – Principales évolutions législatives concernant les retraites du régime général

Législation du cumul emploi-retraite intra-régime général (retraité du régime général et salarié du privé)

Depuis le 1^{er} avril 1983, le cumul emploi-retraite donne la possibilité à une personne retraitée qui perçoit une pension personnelle du régime général d'exercer une activité professionnelle et de cumuler ses revenus professionnels et sa retraite, sous réserve de remplir les conditions requises. Ce dispositif a été assoupli le 1^{er} janvier 2009, le cumul intégral des ressources sans limite de plafond étant la principale modification.

À compter du 1^{er} janvier 2004, le cumul d'une pension de retraite du régime général et d'une activité salariée est contraint par un plafond de revenus à ne pas dépasser (la plus avantageuse pour l'assuré entre moyenne des trois derniers salaires et 1.6 Smic). De plus, si l'activité professionnelle est exercée auprès du même employeur qu'au moment du départ à la retraite, l'assuré doit attendre au moins 6 mois pour reprendre un emploi.

À compter du 1^{er} janvier 2009, il est possible d'effectuer un cumul emploi-retraite intra-régime général sans être soumis à un plafond ou à un délai d'inactivité entre le départ à la retraite et la reprise d'activité (nommé « cumul intégral »). Pour cela, l'assuré doit avoir liquidé toutes les pensions auxquelles il peut prétendre, avoir la durée requise pour le taux plein, et l'âge légal de départ à la retraite (60 à 62 ans selon la génération). Dans le cas où il n'a pas la durée d'assurance nécessaire pour obtenir une pension à taux plein, l'assuré doit avoir au moins l'âge d'annulation de la décote (65 à 67 ans selon la génération). Si ces conditions ne sont pas réunies, le cumul emploi-retraite reste soumis à la législation de 2004 (nommé « cumul limité »).

En 2015, une réforme modifie les règles de cessation d'activité, mais elle est sans effet sur le cumul emploi-retraite intra-régime général (Dardier, 2018).

Quelle que soit la législation en vigueur, le cumul d'un emploi salarié dans le privé et d'une pension du régime général n'ouvre pas de nouveaux droits à retraite.

Principales modifications législatives concernant les retraites du régime général depuis 1993

Allongement de la durée d'assurance : lors de la réforme 1993, première hausse de la durée de cotisation, de 150 à 160 trimestres à raison d'un trimestre par génération entre les générations 1933 et 1943. Puis, succession d'allongement de la durée d'assurance jusqu'à la réforme 2014 qui acte la hausse de la durée d'assurance à raison d'un trimestre toutes les 3 générations pour atteindre 172 trimestres pour la génération 1973.

Relèvement progressif de l'âge légal : de 60 ans à 62 ans, à raison de 4 mois pour les individus nés entre le 1^{er} juillet 1951 et le 31 décembre 1951, puis 5 mois supplémentaires jusqu'à la génération 1955 (réforme 2010).

Relèvement progressif de l'âge au départ sans décote : de 65 à 67 ans, au même rythme que la hausse de l'âge légal (réforme 2010).

Retraite anticipée pour les carrières longues (RACL) : mise en place d'un dispositif pour les carrières longues (réforme 2003) permettant aux individus ayant commencé à travailler jeune de partir en retraite avant l'âge légal. Puis, assouplissement des conditions d'accès au dispositif en 2012, et en 2014.

augmente : au sein des retraités du régime général de l'année 2010, 12 % des hommes et 11.2 % des femmes ont repris un emploi entre 2010 et 2016. Pour les flux de retraités plus récents, le recul n'est pas suffisant pour observer les reprises d'activité après le départ à la retraite⁶. Nous montrons cependant que le cumul s'accroît parmi les assurés qui prennent leur retraite à partir de l'âge légal en ayant la durée requise pour obtenir le taux plein (voir Annexe en ligne – lien à la fin de l'article). C'est donc, à législation constante, l'importance des retraités réunissant ces caractéristiques qui déterminera l'essor du cumul emploi-retraite.

Afin de préciser les caractéristiques des assurés ayant un emploi en parallèle de leur retraite, cette première section se propose d'identifier qui sont les cumulants à partir d'indicateurs sur la carrière et la retraite du régime général. Les caractéristiques des personnes qui reprennent un emploi après la retraite sont comparées à celles de l'ensemble des retraités. Nous mobilisons les données administratives de la Cnav et plus particulièrement de la « base historique des cumulants » (encadré 2). Elle permet de décrire finement les caractéristiques des cumulants, notamment les trajectoires professionnelles, les conditions de départ à la retraite et de reprise d'activité.

À partir des données de la Cnav, en 2012, Bridenne & Mette (2012) identifiaient deux types de cumulants : d'une part, des assurés ayant eu des parcours d'emploi continus conduisant à un niveau de retraite élevé ; d'autre part, des assurés avec des carrières longues ayant connu des aléas qui se répercutent sur le niveau de pension. L'étude était réalisée à partir de la

même base de données que celle mobilisée ici, mais elle ne permettait alors d'étudier que les retraités des années 2004 à 2007 ayant eu des reprises d'activité entre 2005 et 2008. Nous la complétons en étudiant l'évolution des caractéristiques des cumulants pour les retraités de 2004 à 2016.

Pour simplifier la lecture, nous avons choisi de ne présenter les résultats que pour les personnes parties en retraite en 2004, 2009 et 2014. Les années 2004 et 2009 sont les premières concernées par les modifications majeures du dispositif, soit la refonte du dispositif du cumul emploi-retraite (loi de 2003) et la « libéralisation » du cumul emploi-retraite (loi de 2009) (cf. encadré 1). Le flux de retraités de l'année 2014 est retenu car il s'agit des dernières données disponibles : nous pouvons pour les départs à la retraite en 2014 observer les reprises d'activité en 2015 et 2016.

1.1. Carrières et rémunérations avant la retraite

Les personnes exerçant un cumul emploi-retraite ont acquis un nombre important de trimestres en lien avec une longue carrière professionnelle. La moitié des hommes en cumul emploi-retraite ont au moins 170 trimestres validés tous régimes, quelle que soit l'année du départ à la retraite. Les différences de durée de carrière entre les hommes cumulants sont modestes : 90 % des retraités de l'année 2004 ayant repris une activité salariée ont validé entre 157 et 180 trimestres, et 90 % des cumulants dont la retraite a débuté

6. Plus d'un cinquième des cumulants reprennent un emploi au moins 4 ans après leur départ à la retraite.

ENCADRÉ 2 – La « base historique des cumulants » de la Caisse nationale d'assurance vieillesse

La « base historique des cumulants » est composée des retraités ayant pris leur retraite du régime général depuis 2004 et qui, les années suivant la liquidation et jusqu'en 2016, ont perçu un salaire. Les départs à la retraite les plus éloignés dans le temps ont eu lieu en 2004 ; la profondeur historique maximale est donc de 12 années avec la prise en compte de l'année 2016.

Les informations contenues dans les bases de gestion de la Cnav ne permettent pas de distinguer si le montant perçu par le retraité correspond à un salaire d'activité courant ou à une prime ponctuelle liée à un emploi occupé avant le passage à la retraite. Or les personnes qui partent à la retraite peuvent percevoir des primes quelque temps après leur départ, voire l'année suivante. Les prestataires dont c'est le cas sont donc retenus dans notre base au même titre que les personnes qui occupent un emploi après leur retraite. Ils viennent gonfler les effectifs de réels cumulants.

Aussi, afin de limiter cette confusion, les retraités ayant un salaire uniquement l'année suivant le départ à la retraite et qui est inférieur à un salaire annuel validant un trimestre pour la retraite du régime général (soit 1 450.50 € pour l'année 2016) ont été exclus de la population des retraités cumulants. Suivant cette logique c'est en moyenne près de 10 % des retraités d'une année qui ont un salaire indiqué uniquement l'année suivant le départ à la retraite qui sont exclus.

Par ailleurs, afin de simplifier la compréhension des résultats, nous avons exclu de l'analyse les retraités ayant utilisé le dispositif des retraites progressives et qui reprennent une activité salariée après leur départ à la retraite définitif. Ils représentent 1.05 % des cumulants ayant pris leur retraite au régime général entre 2004 et 2014 (7 700 personnes).

Au total, 778 200 cumulants au régime général sont conservés dans l'analyse.

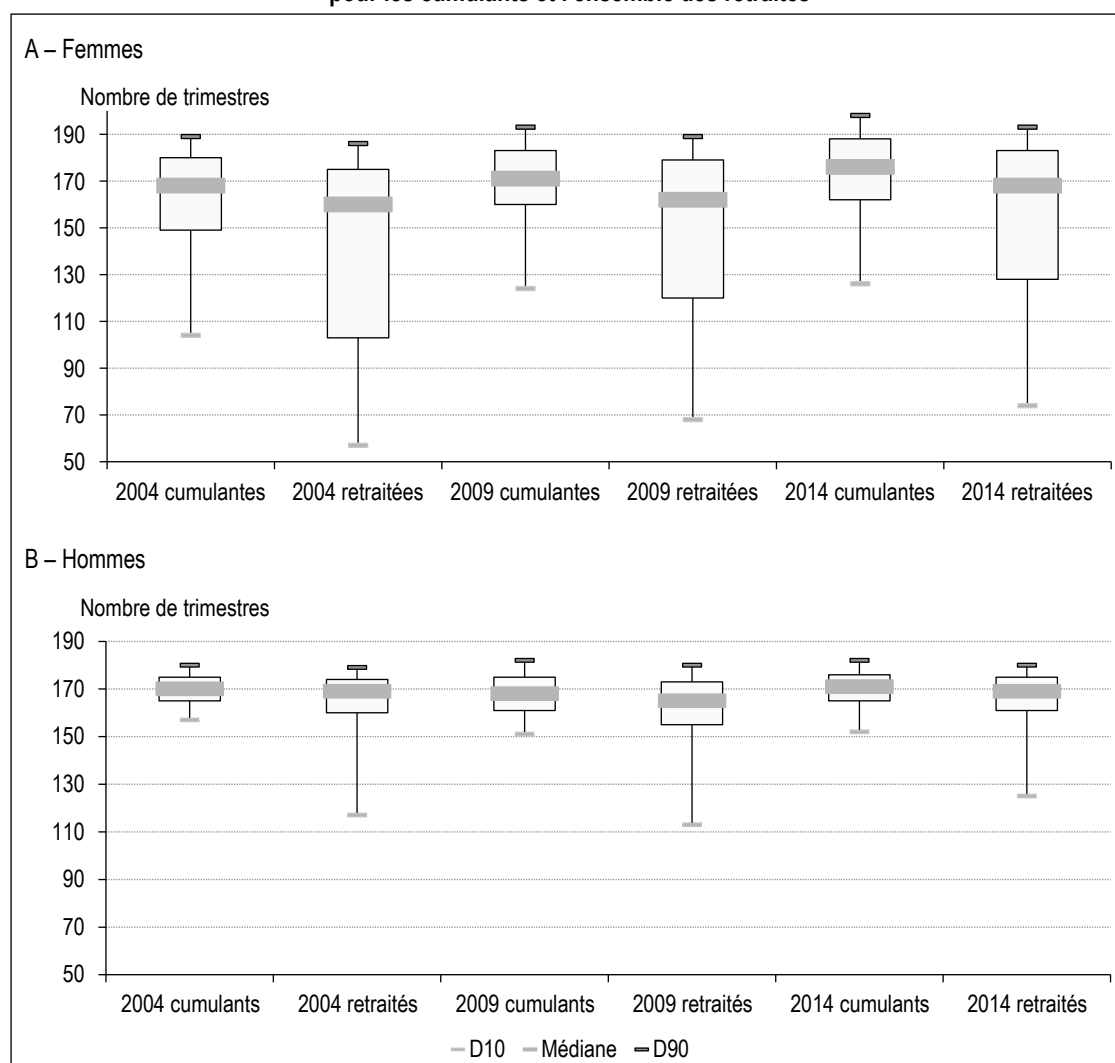
en 2014 ont validé entre 152 et 182 trimestres. À titre de comparaison, l'ensemble des retraités acquièrent en moyenne autant de trimestres que les assurés qui travaillent pendant leur retraite mais les différences de durée entre les retraités sont plus grandes. Environ 60 trimestres d'écart séparent les durées des retraités les plus longues et les durées les plus courtes (écart interdécile).

Les femmes en cumul emploi-retraite ont des durées validées plus importantes que l'ensemble des femmes retraitées. Les trois quarts des cumulant-parties en retraite en 2014 ont au moins 162 trimestres validés tous régimes alors que parmi l'ensemble du flux, un quart des femmes a

moins de 128 trimestres. De surcroît, en moyenne, les femmes qui cumulent emploi et retraite ont validé autant de trimestres que les hommes dans la même situation, et même davantage parmi les cumulants partis en retraite en 2014 (la durée médiane est de 176 pour les femmes et de 171 pour les hommes de l'année 2014, figure I). Néanmoins, le cumul n'est pas seulement le fait de personnes avec de longues carrières car un dixième des femmes en cumul ont des durées validées inférieures à 105 ou 126 trimestres selon les années de départ en retraite.

Depuis 2004, pour les retraitées et les cumulantes, la durée validée s'est accrue de manière

Figure I – Dispersion de la durée d'assurance validée tous régimes selon l'année de départ à la retraite pour les cumulants et l'ensemble des retraités



Lecture : les « boîtes à moustaches » représentent la dispersion de la durée d'assurance validée tous régimes. La médiane est représentée par la barre grise, le premier quartile par la barre inférieure du rectangle, le dernier quartile par la barre supérieure du rectangle. Le tiret gris clair correspond au premier décile, et le tiret gris foncé au dernier décile. Ainsi, plus le rectangle est long, et plus les « moustaches » sont longues, plus la dispersion de la durée d'assurance est importante. Parmi les cumulantes parties en retraite en 2004, la moitié des femmes ont validé moins de 168 trimestres (médiane) et 90 % ont validé plus de 104 trimestres (premier décile).

Source et champ : Cnav, base historique des cumulants 2004-2016 et base retraités 2004-2016. Population des cumulants : assurés ayant pris leur retraite au régime général en 2004, 2009, 2014, et percevant au moins une fois un salaire dans les années qui suivent le départ à la retraite (observables jusqu'en 2016, dernière donnée disponible). Les cumulants ayant un seul salaire dont le montant est inférieur à celui permettant de valider un trimestre dans les années suivant la liquidation ne sont pas dans le champ. Les cumulants partis en retraite au titre de la retraite progressive sont également exclus. Population des retraités : assurés ayant pris leur retraite au régime général en 2004, 2009, 2014.

importante, en raison de l'amélioration des carrières des femmes et de la meilleure prise en compte des interruptions liées à la charge d'enfants⁷.

Pour étudier les niveaux de salaire antérieurs des retraités et faciliter les comparaisons entre les années, nous retenons le salaire perçu dans le secteur privé entre 35 et 44 ans exprimé en fonction du plafond de la sécurité sociale⁸. Les cumulants ont eu des niveaux de rémunération proches de ceux de l'ensemble des retraités. En moyenne, les hommes partis en retraite en 2004, qu'ils cumulent ou non, avaient, entre 35 et 44 ans, un salaire équivalent à 77 % du plafond de la sécurité sociale (figure II). Les nouveaux retraités de l'année 2014 avaient, dans cette même tranche d'âge, un salaire moyen correspondant à 70 % du plafond de la sécurité sociale.

À l'inverse, les cumulantes ont un niveau de rémunération très légèrement inférieur à celui de l'ensemble des femmes. Parmi les retraitées de 2014, le salaire moyen entre 35 et 44 ans s'élevait à 47 % du plafond de la sécurité sociale pour l'ensemble des femmes, et à 44 % du plafond de la sécurité sociale pour les cumulantes.

Ce constat de rémunération proche pour les deux populations est à nuancer puisqu'entre 35 et 44 ans une partie plus importante de retraités n'occupe aucun emploi sur cette période (davantage des femmes).

1.2. Au moins trois-quarts des cumulants sont en emploi avant de partir à la retraite

Les retraités qui reprennent une activité salariée sont très fréquemment en emploi, que cet emploi

relève du régime général ou d'un autre régime⁹, l'année qui précède le départ à la retraite. C'est le cas de près de trois-quarts des cumulants ayant pris leur retraite en 2004 (figure III). De surcroît, cette propension à être en emploi avant le passage à la retraite s'est renforcée au cours des années. En restreignant la population des cumulants aux assurés dont la reprise d'un emploi a eu lieu dans les deux années suivant le départ à la retraite, la proportion de personnes en emploi a augmenté de 6 points en 10 ans (82 % pour les cumulants qui sont devenus retraités en 2004 et 88 % pour ceux de 2014).

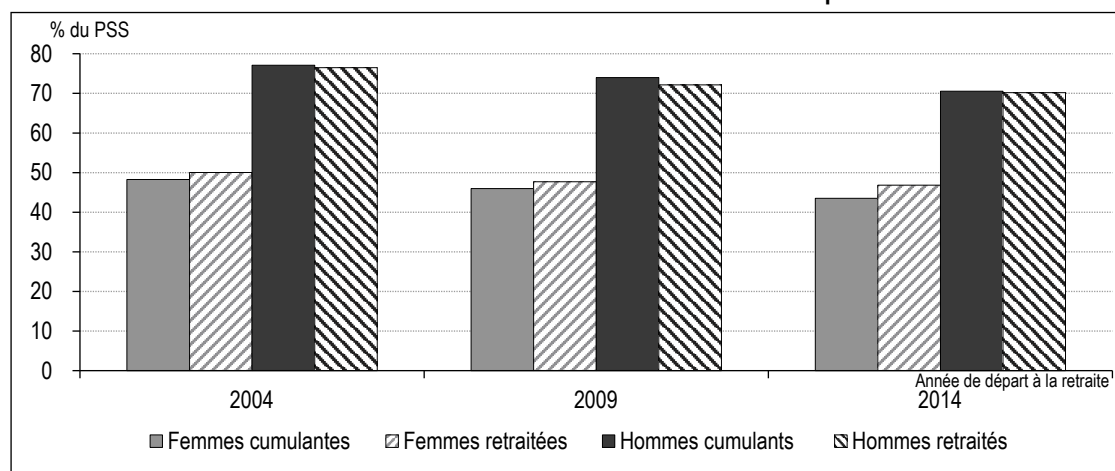
À titre de comparaison, pour l'ensemble des retraités du régime général de l'année 2004, l'emploi n'est pas la situation majoritaire (45 % de personnes en emploi). Les situations d'emploi avant le passage à la retraite ont tout de même augmenté, et concernent un peu plus d'un retraité sur deux (52 %) parmi les personnes parties en retraite en 2014. L'inactivité avant la retraite (constatée dans les données par une absence d'information sur le relevé de carrière) concerne près d'un tiers des retraités alors qu'elle est marginale chez les cumulants.

7. L'Assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF), créée en 1972, permet d'acquies des droits à la retraite en cas de cessation totale ou partielle d'activité au cours de la carrière. Elle prend en charge (sous condition de ressources du ménage et de la perception de prestations versées par la CAF) des cotisations retraite au niveau du salaire minimum pour les parents ayant cessé ou réduit leur activité professionnelle afin de s'occuper de leurs enfants.

8. Le plafond de la sécurité sociale est un montant de référence pris en compte pour le calcul du montant maximal de certaines prestations sociales.

9. Les autres régimes de retraite concernent principalement les fonctionnaires, les indépendants, et les agriculteurs ou les salariés agricoles.

Figure II – Salaire moyen entre 35 et 44 ans exprimé en fonction du plafond de la sécurité sociale (PSS) des cumulants et de l'ensemble des retraités selon l'année de départ à la retraite

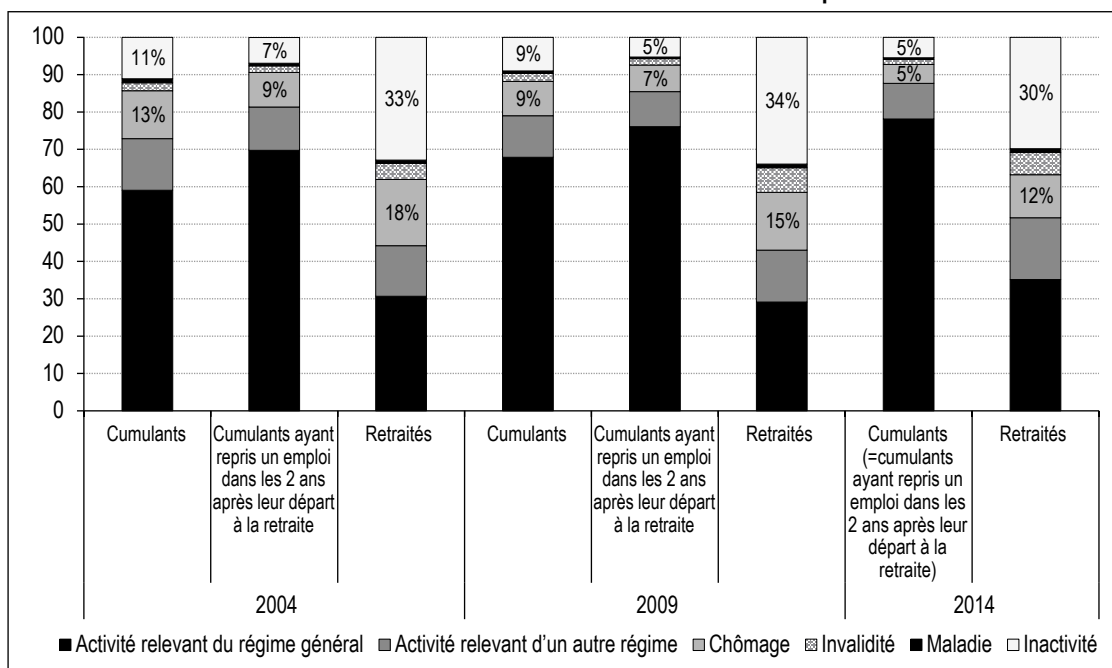


Note : seules les personnes nées après 1912 ayant validé 2 salaires au régime général entre 35 et 44 ans sont prises en compte (exclusion d'environ 20 % des cumulants et 30 % des retraités) ; les salaires nuls ne sont pas retenus dans le calcul des moyennes.

Lecture : les hommes partis en retraite au régime général en 2009 qui ont repris un emploi pendant la retraite ont perçu en moyenne, entre 35 et 44 ans, un salaire équivalent à 74 % du plafond de la sécurité sociale.

Source et champ : voir figure I.

Figure III – Répartition des situations l'année précédant le départ à la retraite au régime général des cumulants et de l'ensemble des retraités selon l'année de départ à la retraite



Note : la situation avant la liquidation est déterminée à partir des salaires et des trimestres validés. Lorsqu'un individu rencontre plusieurs situations une même année, une seule situation est gardée selon l'ordre de priorité donné par la légende.

Lecture : parmi les cumulants ayant pris leur retraite en 2014, 78 % avaient un emploi relevant du régime général l'année précédant leur départ à la retraite. Étant donné que les activités professionnelles sont observées jusqu'en 2016, les cumulants ayant pris leur retraite en 2014 ont tous repris un emploi dans les 2 années suivant leur départ à la retraite (les personnes qui reprennent un emploi ultérieurement ne sont pas encore connues). Afin de ne pas fausser la comparaison des niveaux d'emploi, la population des cumulants partis en retraite en 2004 et 2009 est restreinte aux personnes ayant repris une activité salariée dans les 2 ans suivant le départ à la retraite. Ainsi, parmi les assurés ayant pris leur retraite en 2004 et débutant leur activité de cumul en 2005 ou 2006, 70 % avaient un emploi relevant du régime général avant leur départ à la retraite.

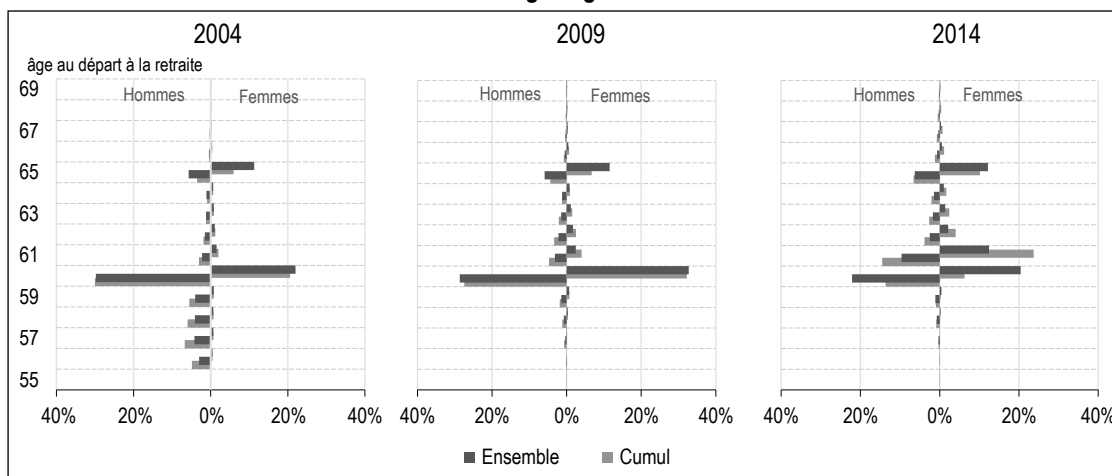
Source et champ : voir figure I.

Depuis 2004, l'âge de départ à la retraite du régime général a fortement augmenté pour tous les retraités en raison du recul de l'âge légal de départ en retraite et de l'allongement de la durée d'assurance (cf. encadré 1). La moitié des personnes ayant pris leur retraite en 2004 ont au plus 60 ans. Lors des départs en retraite qui ont

lieu dix ans plus tard, la moitié des assurés ont plus de 61 ans et demi (figure IV).

Parmi les retraités de l'année 2004, les cumulants ont pris leur retraite à un âge moins élevé que les autres retraités. Un quart des cumulants a ainsi bénéficié de sa pension de retraite avant 60 ans, contre seulement 18 % dans l'ensemble

Figure IV – Répartition des cumulants et de l'ensemble des retraités selon l'âge lors du départ à la retraite au régime général



Lecture : parmi les retraités de l'année 2004, 11 % sont des femmes âgées de 65 ans au moment de leur départ à la retraite. Au sein des cumulants ayant pris leur retraite au régime général en 2004, 6 % sont des femmes âgées de 65 ans lors du départ à la retraite.

Source et champ : voir figure I.

des retraités. En effet, les cumulants ont plus souvent accédé à la retraite grâce au dispositif de retraite anticipée pour carrière longue (RACL) que les autres assurés.

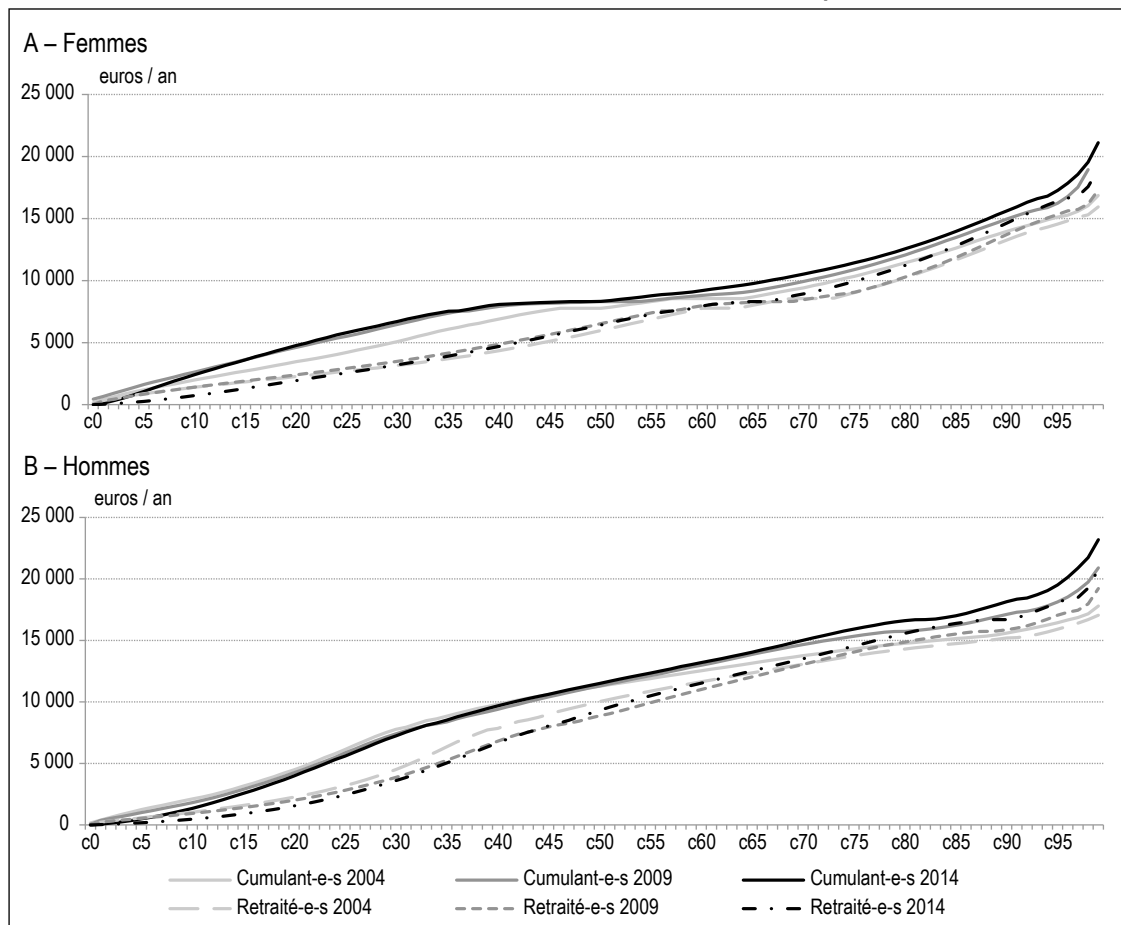
Au cours des années plus récentes, les cumulants partent en retraite plus tardivement que les autres retraités. En 2014, les cumulants partent plus souvent à la retraite à partir de 61 ans contre 60 ans pour l'ensemble des retraités. En effet, les personnes qui ont la plus grande préférence pour le cumul sont celles parties en retraite avec la durée requise pour le taux plein (hors RACL). Pour obtenir cette durée d'assurance, les départs à la retraite n'ont pas toujours lieu dès l'âge légal.

Globalement, les personnes qui exercent un emploi en complément de leur retraite ont une pension du régime général plus élevée que l'ensemble des retraités¹⁰, en partie grâce à leur durée de cotisation elle-même élevée (figure V). Quelle que soit l'année du départ en retraite, les cumulants perçoivent du régime général en

moyenne 10 300 euros par an pour les hommes, et 8 300 euros par an pour les femmes alors que l'ensemble des retraités reçoivent en moyenne respectivement 8 900 euros et 6 700 euros par an¹¹. C'est principalement pour les assurés ayant les montants de pension les plus faibles que l'écart entre les retraités cumulants et les non cumulants est le plus important. Ainsi, chez les hommes, les cumulants dont la pension de retraite du régime général est la plus modeste (le premier tiers des cumulants) peuvent avoir une pension annuelle s'élevant jusqu'à 8 000 euros. *A contrario*, pour les retraités de ce même groupe, la pension du régime général atteint au maximum 5 200 euros par an. Parmi les femmes de la première partie de la distribution des montants de pension du régime général, le

10. La pension du régime général est représentative du niveau de pension des cumulants. En effet, même si la moitié des cumulants sont des poly-pensionnés, la durée d'assurance validée au régime général représente en moyenne 80 % de la durée d'assurance validée totale.
11. Tous les montants de pension sont en euros 2014.

Figure V – Répartition cumulée du montant global des retraites du régime général (en euros 2014) des cumulants et de l'ensemble des retraités selon l'année de départ à la retraite



Lecture : un tiers des hommes en cumul emploi-retraite et partis en retraite en 2004 perçoivent une pension de droit propre au régime général inférieure à 8 482 euros/an (5 567 euros/an chez les retraités). Deux tiers des cumulants ayant pris leur retraite en 2004 perçoivent au moins 13 282 euros/an (12 507 euros/an chez les retraités).

Source et champ : voir figure I.

même écart entre les cumulantes et l'ensemble des retraitées est observé.

Le montant de pension versé par le régime général a augmenté, surtout chez les femmes, entre les différents flux de retraités, principalement en raison de la présence croissante des femmes sur le marché du travail. La pension moyenne du régime général est ainsi passée de 6 400 à 6 900 euros par an pour l'ensemble des retraitées entre les départs à la retraite en 2004 et en 2014. Pour les cumulantes, sur la même période, la pension moyenne annuelle du régime général a augmenté 12.5 % (de 7 700 à 8 800 euros).

1.3. La reprise d'un emploi après la retraite : facteurs différents pour les hommes et les femmes

Sur la base de cette première description, les personnes effectuant du cumul emploi-retraite semblent se distinguer de l'ensemble des retraités principalement par une carrière plus complète, l'occupation d'un emploi avant le départ à la retraite et une pension de retraite légèrement plus élevée. Néanmoins, cela ne permet pas de cerner les déterminants du cumul emploi-retraite. Être en emploi avant le départ à la retraite est lié au fait d'avoir une durée d'assurance élevée, et celle-ci est un des éléments entrant dans le calcul du montant de la pension. C'est pourquoi, à partir des indicateurs présentés précédemment, il n'est pas possible d'identifier lequel a une influence, en tant que tel, sur la reprise d'une activité salariée après la retraite.

Pour aller plus loin, il faut recourir à un modèle statistique qui permette de construire une situation fictive dans laquelle les retraités sont dans des situations comparables. On peut ainsi neutraliser les différences entre les retraités, à l'exception d'une seule, afin de déterminer son rôle sur la reprise d'un emploi après la retraite. Dans le modèle, nous retenons des variables qui caractérisent la carrière et la situation au moment du départ à la retraite des assurés :

- La situation familiale au moment du départ à la retraite (seul ou en couple) : elle est importante car comme l'ont montré Blanchet & Debrand (2007), les personnes en couple ont plus envie d'être retraitées (et donc probablement de ne pas retravailler après la retraite). Nous prenons en compte le pays de naissance puisque les assurés nés à l'étranger peuvent avoir une carrière qui débute tardivement selon leur âge à leur arrivée en France.

- La situation de l'assuré lors de son passage à la retraite : nous retenons le salaire annuel moyen

ayant servi au calcul de la pension de retraite du régime général. Il présente l'avantage d'être un estimateur du niveau de pension servi par le régime général qui est moins lié à la durée effectuée dans ce régime que le montant de pension. Nous intégrons également la situation de l'assuré l'année qui précède le départ à la retraite. Rapoport (2012) conclut qu'à partir de 50 ans, les personnes qui connaissent une situation de chômage, de maladie ou d'inactivité n'arrivent que rarement à retrouver un emploi. Être en emploi avant la retraite est donc probablement un fort déterminant du cumul emploi-retraite.

- La carrière : nous retenons l'âge de l'assuré lorsqu'il valide pour la première fois 4 trimestres d'emploi en une année civile. Il s'agit d'un indicateur de l'âge au début de l'activité professionnelle. Lorsque cet âge est inférieur à 20 ans, il indique souvent un départ à la retraite anticipée pour carrière longue. Nous choisissons également un indicateur, comme la distance qui sépare un assuré de la durée requise pour l'obtention du taux plein, pour approcher la durée d'assurance validée. En effet, les statistiques descriptives, et Bridenne & Mette (2012), montrent que les cumulants ont des longues carrières. Pour obtenir un indicateur du niveau de rémunération, le salaire annuel moyen apporte également des informations sur la carrière de l'assuré puisqu'il correspond à la moyenne de ses meilleurs salaires.

Nous avons choisi d'estimer le modèle séparément pour chaque sexe afin de faire ressortir les spécificités du cumul pour les femmes et pour les hommes.

La situation de référence du modèle est une personne en couple lors de son départ à la retraite, née en France et qui a commencé à travailler entre 19 et 20 ans. Elle était en emploi l'année précédant son départ à la retraite, et a toujours été salariée du privé (monopensionnée du régime général). Elle a acquis une durée d'assurance au moins égale à celle requise pour obtenir le taux plein, et a un salaire annuel moyen au régime général qui se situe dans le deuxième quartile.

Pour les deux sexes, le premier enseignement du modèle est la confirmation du lien entre l'exercice du cumul emploi-retraite et l'occupation d'un emploi l'année qui précède le départ à la retraite (tableau 1). Par ailleurs, le cumul emploi-retraite attire à la fois des personnes ayant commencé à travailler tôt ou au contraire à des âges plutôt élevés. Les retraités qui sont les plus susceptibles de faire du cumul emploi-retraite sont ceux qui ont une durée d'assurance validée au moins égale à la durée requise pour le taux plein.

Tableau 1 – **Caractéristiques des personnes en cumul emploi-retraite et des retraités qui ne font pas de cumul emploi-retraite (modèle logistique)**

Variable	Modalités	Situation de référence	Paramètre estimé	
			Femmes	Hommes
Constante			-1.734***	-1.909***
Situation familiale	seul	couple	0.34***	0.047***
	inférieur à 17 ans		0.109***	0.086***
Âge de début d'activité	17-18 ans	19-20 ans	0.01*	-0.067***
	21-23 ans		0.046***	0.056***
	24 ans ou plus		0.155***	0.138***
	autre		-1.506***	-1.314***
Situation avant la liquidation	chômeur	emploi	-1.229***	-1.004***
	inactif		-1.909***	-1.149***
Salaire annuel moyen	q1		-0.336***	-0.259***
	q3	q2	0.232***	0.12***
	q4		-0.117***	0.163***
Polypensionné	polypensionné	non	-0.105***	0.224***
Pays de naissance	étranger	France	0.01*	-0.235***
Distance au taux plein	plus de 50 trimestres	durée	-0.203***	-0.549***
	moins de 50 trimestres	taux plein	-0.09***	-0.236***

Seuils de significativité : ***=1 % ; **=5 % ; *=10 %.

Note : l'analyse exclue 1.6 % d'observations correspondant aux personnes n'ayant pas validé au moins 4 trimestres d'activité ou celles dont la situation familiale n'est pas renseignée.

Source et champ : Cnav, base historique des cumulants 2004-2016 et base retraités au 31 juillet 2016. Cumulants l'année *N* ayant liquidé leur pension au régime général en 2004 ou après. Les cumulants ayant un seul salaire dont le montant est inférieur à celui permettant de valider un trimestre dans les années suivant la liquidation ne sont pas dans le champ.

En ce qui concerne l'influence du montant de pension sur la probabilité d'occuper un emploi salarié une fois retraité, le modèle n'apporte pas la même information pour les deux sexes. Pour les hommes, plus le niveau du salaire annuel moyen est élevé, plus le retraité a des chances de faire du cumul emploi-retraite. Pour les femmes, celles ayant des montants de pension proches de la médiane sont les plus susceptibles de reprendre une activité après la retraite.

Après avoir identifié les facteurs influençant le cumul emploi-retraite, nous sélectionnons ceux qui sont les plus discriminants. L'information contenue dans le tableau 1 ne permet pas d'y parvenir car il ne suffit pas de classer les modalités en fonction de la valeur absolue des paramètres estimés par le modèle. Pour hiérarchiser les facteurs les plus discriminants, nous calculons les effets nets des variables sur l'exercice du cumul emploi-retraite. Cela consiste à transformer les valeurs estimées des paramètres en points de pourcentage, à partir desquels, pour toutes les modalités des variables, nous calculons les écarts nets correspondants, à comparer aux écarts bruts (tableau 2).

Le premier constat est la diminution de l'amplitude des écarts une fois le modèle mis en œuvre. Par exemple, les paramètres estimés ont montré que ce sont les personnes ayant la durée requise pour le taux plein qui ont le plus de chance de faire du cumul emploi-retraite. L'analyse des écarts bruts

et nets permet d'aller plus loin. Pour les hommes, lorsque les assurés ont plus de 50 trimestres manquants pour obtenir la durée requise pour le taux plein, l'écart brut s'élève à -9.2 points. En utilisant le modèle, et donc en contrôlant l'effet des autres variables prises en compte, l'écart n'est plus que de -4.3 points. Ainsi, près de 54 % des écarts observés sont liés à des effets de structure (mesurés par les variables prises en compte dans le modèle), et 46 % s'expliquent par la différence de durée d'assurance.

Chez les femmes, l'observation des taux de cumulantes montre que les assurées qui n'ont pas la durée d'assurance requise font moins de cumul (les écarts bruts sont de -9.2 points et -5.1 points). Or, l'écart net devient presque nul pour les femmes auxquelles il manque moins de 50 trimestres. L'écart brut qui est observé correspond donc simplement à des effets de structure. Ainsi, les femmes qui ont une durée d'assurance légèrement inférieure à celle requise pour le taux plein (inférieure au maximum de 50 trimestres) sont autant susceptibles de cumuler que les femmes ayant la durée d'assurance exigée pour le taux plein. En revanche, le fait d'avoir une petite durée d'assurance influence toujours négativement la probabilité de cumuler.

Comme cela vient d'être montré, souvent, ce ne sont pas exactement les mêmes facteurs qui influencent la reprise d'activité après la retraite pour les hommes et pour les femmes. Ainsi, le

Tableau 2 – Écarts bruts et écarts nets du modèle logistique (points de pourcentage)

Variable	Modalités	Situation de référence	Femmes		Hommes	
			Écarts bruts	Écarts nets	Écarts bruts	Écarts nets
Situation familiale	seul	couple	3.49	2.83	-0.72	0.44
Âge de début d'activité	< 17 ans	19-20 ans	-0.65	0.89	1.48	0.81
	17-18 ans		-0.08	0.08	-0.62	-0.59
	21-23 ans		0.36	0.37	-0.39	0.51
	24 ans et +		0.4	1.7	-2.93	1.87
Situation avant la liquidation	autre	emploi	-11.78	-11.75	-10.81	-9.58
	chômeur		-10.42	-10.54	-9.09	-8.17
	inactif		-13.98	-13.05	-11.17	-8.88
Salaire annuel moyen	q1	q2	-2.59	-2.49	-2.95	-2.12
	q3		4.59	2.1	2.2	1.13
	q4		3.98	-0.94	3.96	1.56
Polypensionné	polypensionné	non	0.4	-0.85	1.15	2.04
Pays de naissance	étranger	France	-0.43	0.09	-4.51	-2.05
Distance au taux plein	plus de 50 trim	durée	-9.22	-1.58	-9.24	-4.29
	moins de 50 trimestres	taux plein	-5.14	-0.73	-5.74	-2.08

Note : l'analyse exclue 1.6 % d'observations correspondant aux personnes n'ayant pas validé au moins 4 trimestres d'activité ou celles dont la situation familiale n'est pas renseignée.

Lecture : le taux de cumulants des hommes nés à l'étranger est inférieur de 4.51 points à celui des retraités nés en France. Si les retraités de ces deux groupes partageaient les mêmes caractéristiques (à part le pays de naissance), l'écart serait ramené à 2.05 points.

Source et champ: voir tableau 1.

Tableau 3 – Classement des variables du modèle selon leur influence sur la probabilité de cumuler d'après le critère d'information de Schwartz

Femmes		Hommes	
Rang établi à partir des critères d'information	Variables	Rang établi à partir des critères d'information	Variables
1	Situation avant la liquidation	1	Situation avant la liquidation
2	Salaire annuel moyen	2	Salaire annuel moyen
3	Situation familiale	3	Polypensionné
4	Âge de début d'activité	4	Distance au taux plein
5	Distance au taux plein	5	Pays de naissance
6	Polypensionné	6	Âge de début d'activité
7	Pays de naissance	7	Situation familiale

Source : Cnav, base historique des cumulants 2004-2016 et Cnav, base retraités 2004-2016.

fait d'être seul favorise le cumul emploi-retraite uniquement pour les femmes (écart net de 2.8 points). En revanche, la situation familiale des hommes ne semble pas influencer la reprise d'une activité après la retraite (écart net de 0).

Pour compléter l'analyse de la hiérarchie des variables du modèle en fonction de leur niveau d'influence sur la reprise d'activité après la retraite, nous utilisons un critère d'information, ici celui de Schwartz (tableau 3).

La situation avant le départ à la retraite (emploi ou non) est la variable qui détermine le plus le fait de cumuler un emploi et une retraite. Le deuxième facteur qui influence de manière très importante la probabilité de cumuler emploi et retraite est le salaire annuel moyen, même s'il n'intervient pas de la même manière pour les hommes et pour les femmes (voir *supra*).

Les autres facteurs n'ont pas la même importance selon le sexe dans la décision de cumuler. Pour les femmes, la situation familiale et l'âge de début d'activité sont les autres variables ayant le plus d'influence sur le cumul. Pour les hommes, c'est fait d'être polypensionné et d'avoir une retraite du régime général à taux plein.

2. Trois profils types de cumulants du régime général

Les cumulants se distinguent de l'ensemble des retraités par quelques caractéristiques clés comme le fait d'être en emploi avant de partir à la retraite, d'avoir une pension élevée pour les hommes, ou d'être seule pour les femmes. Le modèle logistique fait également apparaître des différences au sein des cumulants en soulignant l'influence de facteurs opposés, tel que l'attrait

pour le cumul emploi-retraite des personnes ayant commencé à travailler tôt ou au contraire tard. Ainsi, l'estimation suggère que les cumulants ne forment pas un ensemble homogène. Dans cette seconde section, notre objectif est justement d'explorer cette piste en étudiant plus finement les profils des cumulants. Nous poursuivons le travail réalisé par Musiedlak (2017) qui a identifié cinq profils de cumulants à partir de l'enquête emploi en continu : des cadres âgés, des hommes non-salariés, et des jeunes retraités, et deux profils occupant des emplois irréguliers ou à temps partiel. Grâce aux données administratives de la Cnav, riches en information concernant la carrière, nous pouvons dresser des profils de retraités du régime général reprenant une activité de salarié du privé et les analyser finement.

Pour cela, nous mettons en œuvre une analyse des correspondances multiples (ACM¹²), qui permet de synthétiser la situation des cumulants en termes de carrière et de retraite, et nous la complétons par une classification afin d'en dégager des profils. À partir d'un nombre limité de variables qualitatives décrivant le retraité au moment de son départ à la retraite, l'ACM crée des variables « résumé ». Les variables retenues portent sur les éléments qui sont connus au moment du départ à la retraite. Pour décrire la carrière, nous retenons l'âge au premier report d'un salaire sur le relevé de carrière, la durée d'assurance cotisée et la moyenne des salaires durant la carrière dans le privé, exprimés en pourcentage du plafond de la sécurité sociale. Pour synthétiser la situation de l'assuré au moment de son départ en retraite, trois indicateurs sont utilisés : le motif de départ à la retraite, la situation conjugale ainsi que le taux de CSG appliqué à la pension. Ces variables sont confrontées à des variables concernant le secteur d'activité au moment du cumul ainsi que le montant de la pension versé par le régime général. Ces deux variables n'ont pas été utilisées pour construire les axes et sont uniquement présentes en variables supplémentaires. Les variables contribuant à la réalisation de l'ACM ont toutes 3 ou 4 modalités et les effectifs au sein des différentes modalités sont bien équilibrés, ce qui évite qu'une variable ait trop d'importance par rapport aux autres. Seuls les deux premiers axes sont retenus pour l'analyse de l'ACM : ils permettent de retenir presque la totalité de l'inertie, c'est-à-dire de l'information contenue dans l'ensemble des variables initiales.

À partir de l'analyse factorielle des correspondances multiples, des variables « résumé » des caractéristiques des cumulants ont été construites. La première variable, représentée par

l'axe 1 sur la figure VI, oppose des hommes avec des carrières longues (modalités *cotistot_q4* et *cotistot_q3*) et des salaires plutôt élevés (*moy sal* = 55-75% et *moy sal* = min 75%) à des femmes, plus souvent seules, avec une durée de carrière plus courte (*cotistot_q1*) et faiblement rémunérée (*moy sal* = 35-55%). Sur l'axe 2 (vertical), qui correspond à la deuxième variable résumé, il y a en haut des débuts d'activité précoces (*début act* = avant 15 ans) associés au motif de retraite anticipée pour carrière longue (*racl*) et en bas des débuts plus tardifs (*debut act* = 17-19 ans et *debut act* = après 19 ans) et associés à un motif de départ au titre de la durée (*durée*, départ en ayant la durée d'assurance requise pour le taux plein).

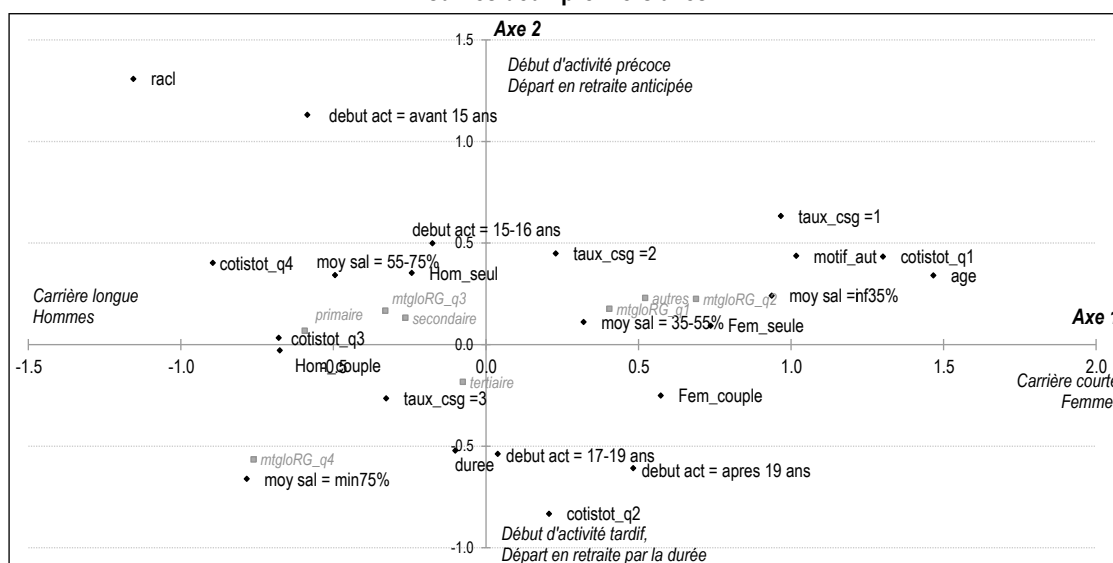
Nous utilisons ces variables résumé pour déterminer trois groupes de cumulants en utilisant une méthode de classification ascendante hiérarchique combinée à des classifications automatiques¹³. Trois groupes de cumulants sont ainsi déterminés de telle sorte que chaque groupe rassemble les cumulants aux caractéristiques les plus proches et que chaque groupe soit le plus différent possible des deux autres.

La classe 1 (Hommes-RACL) qui représente 24 % des cumulants est composée à plus de 80 % d'hommes, majoritairement en couple (tableau 4). Ils ont eu les débuts d'activité les plus précoces : 92 % ont commencé à travailler avant 17 ans (figure VII). Ils ont été en emploi pendant quasiment l'intégralité de leur vie active : entre 18 et 56 ans, la proportion de personnes ayant validé 4 trimestres au titre de l'emploi varie entre 85 % et 96 %. Le chômage apparaît dans cette population autour de 25 ans et il croît avec l'âge. Il reste cependant très marginal puisqu'il concerne au maximum 6.8 % de la population à un âge donné. De surcroît, il s'agit uniquement de chômage sur une période très courte où le reste de l'année est passé en emploi. Tout au long de leur carrière, les cumulants de cette classe d'âge ont perçu des salaires compris entre 70 % et 80 % du plafond de la sécurité sociale. En raison de leur longue carrière, dépourvue

12. L'ACM consiste en la création de nouvelles variables qui sont des combinaisons linéaires des variables de la base de données. Elle permet de représenter un nuage de points initialement situé dans un espace de grande dimension dans l'espace de dimension plus réduite qui conserve le mieux la richesse de l'information de départ.

13. Afin d'avoir la méthode de classification la plus robuste, une classification mixte a été utilisée. Elle permet contrairement à la classification automatique de ne pas débiter l'algorithme de classification en choisissant des individus aléatoirement. La classification mixte consiste dans un premier temps à réaliser une classification ascendante hiérarchique (CAH) pour définir le nombre de classes à déterminer, et pour obtenir le barycentre des classes obtenue. Puis, dans un second temps, une classification automatique est réalisée à partir des barycentres obtenus par la CAH. De plus, en raison du nombre important de cumulants, cette classification mixte a été précédée d'une première classification automatique.

Figure VI – Analyse factorielle des correspondances multiples, représentation des modalités sur les deux premiers axes



Lecture : comme l'information est bien restituée par les deux axes représentés, les modalités représentées peuvent se lire en fonction de leur proximité ou de leur opposition les unes aux autres. Ainsi, les cumulants qui partent en retraite en obtenant le taux plein grâce à l'âge d'annulation de la décote (modalité « âge » sur le graphique) ont souvent également une durée cotisée qui se situe dans le premier quartile des durées des cumulants.

Source et champ : voir figure I.

Tableau 4 – Caractéristiques des cumulants par classe

	Classe 1 « Hommes-RACL »	Classe 2 « Cadres »	Classe 3 « Femmes-Aléas de carrière »
Effectifs	168 490	314 190	220 170
Répartition	24 %	45 %	31 %
Situation sociodémographique lors du départ à la retraite	63 % d'hommes en couple 21 % d'hommes seuls	70 % de personnes en couple 60 % d'hommes	38 % de femmes en couples 41 % de femmes seules
Montant de pension au régime général (euros 2014)	10 344	10 917	6 718
Montant annuel de pension tous régimes (euros 2014)	19 485	26 022	10 601
Salaire annuel moyen perçu pendant le cumul emploi-retraite (euros 2014)	6 480	11 197	4 952
Proportion de personnes qui reprennent un emploi dans les jours qui suivent le départ à la retraite	23 %	30 %	44 %
Durée moyenne avant la reprise d'un emploi après la retraite	18.9 mois	15 mois	13 mois
Âge au début du cumul	61.1	63.4	64
Durée médiane du cumul emploi-retraite pour les personnes ayant commencé au plus tard un cumul en 2012 [*]	39 mois	37 mois	42.5 mois
Âge de fin du cumul pour les personnes ayant commencé au plus tard un cumul en 2012 et qui ont mis fin à leur cumul emploi-retraite	64.2	65.8	66.6

^{*} La durée du cumul emploi-retraite est mesurée pour les cumulants ayant débuté leur cumul emploi-retraite avant 2013, afin d'observer une période de cumul suffisamment longue. Les personnes décédées au cours de cette période ont été prises en compte. La durée écoulée en cumul emploi-retraite est étudiée à l'aide de modèles de durée, qui permettent d'estimer la probabilité de mettre fin au cumul en prenant en compte des individus pour lesquels la fin du cumul emploi-retraite n'est pas encore observée. Un modèle non paramétrique avec la méthode actuarielle a été mis en œuvre (voir Dardier, 2016).

Source : Cnav, base historique des cumulants 2004-2016.

d'aléas, les assurés de ce groupe sont partis en retraite au régime général avec le dispositif de retraite anticipée pour carrière longue (72 %) ou à partir de l'âge légal avec la durée d'assurance requise pour le taux plein (26 %). Ils perçoivent en moyenne une retraite annuelle tous régimes de 19 500 euros¹⁴.

La classe 2 (Cadres), la plus importante avec 45 % des cumulants, est composée plutôt d'hommes (60 %) et de personnes en couple (70 %). Comparativement à la classe 1, les personnes de cette catégorie ont commencé à travailler plus tardivement. Entre 25 et 55 ans, au moins 85 % de la population est en emploi à chaque âge. Ces cumulants ont donc été plutôt préservés du chômage ou de la maladie, même si ces deux aléas sont plus présents que parmi les membres de la première classe. Ils ont en revanche bénéficié d'une carrière mieux rémunérée. Entre 30 et 50 ans, le salaire médian est équivalent à au moins 90 % du plafond de la sécurité sociale. En conséquence, ils partent à la retraite avec le taux plein au titre de la durée d'assurance requise (93 %), et ils ont les montants de pension annuels tous régimes les plus élevés des cumulants (en moyenne 26 000 euros par an).

La dernière classe (Femmes-Aléas de carrière) qui regroupe 31 % des cumulants s'éloigne assez fortement des deux autres classes. Elle est composée essentiellement de femmes (à 79 %). Les cumulants de ce groupe se caractérisent par un niveau d'emploi bien plus faible que parmi les autres groupes puisqu'entre 25 et 50 ans seulement entre 45 % et 60 % de la population parvient à valider 4 trimestres au titre de l'emploi une même année. En effet, alors qu'à 19 ans, 62 % des cumulants de ce groupe sont en emploi, la proportion de personnes en emploi diminue à partir de 20 ans sans parvenir à s'élever de nouveau. Ce résultat s'explique pour les femmes, en grande partie, par la naissance des enfants. D'ailleurs, l'Assurance Vieillesse des Parents au Foyer (AVPF) concerne entre 10 % et 17 % des femmes de cette classe à chaque âge entre 25 et 40 ans. Les hommes qui font partie de cette classe (21 %) n'ont pas diminué leur activité professionnelle à la naissance des enfants. En revanche, à partir de 30 ans et jusqu'à leur départ à la retraite, ils ont connu des périodes de chômage parfois importantes. En parallèle de cette activité professionnelle moindre que pour les deux autres classes, les cumulants de ce groupe ont également eu des rémunérations inférieures (en moyenne inférieures à 35 % du plafond de la sécurité sociale). De plus, il s'agit souvent de personnes vivant seules ou dans des

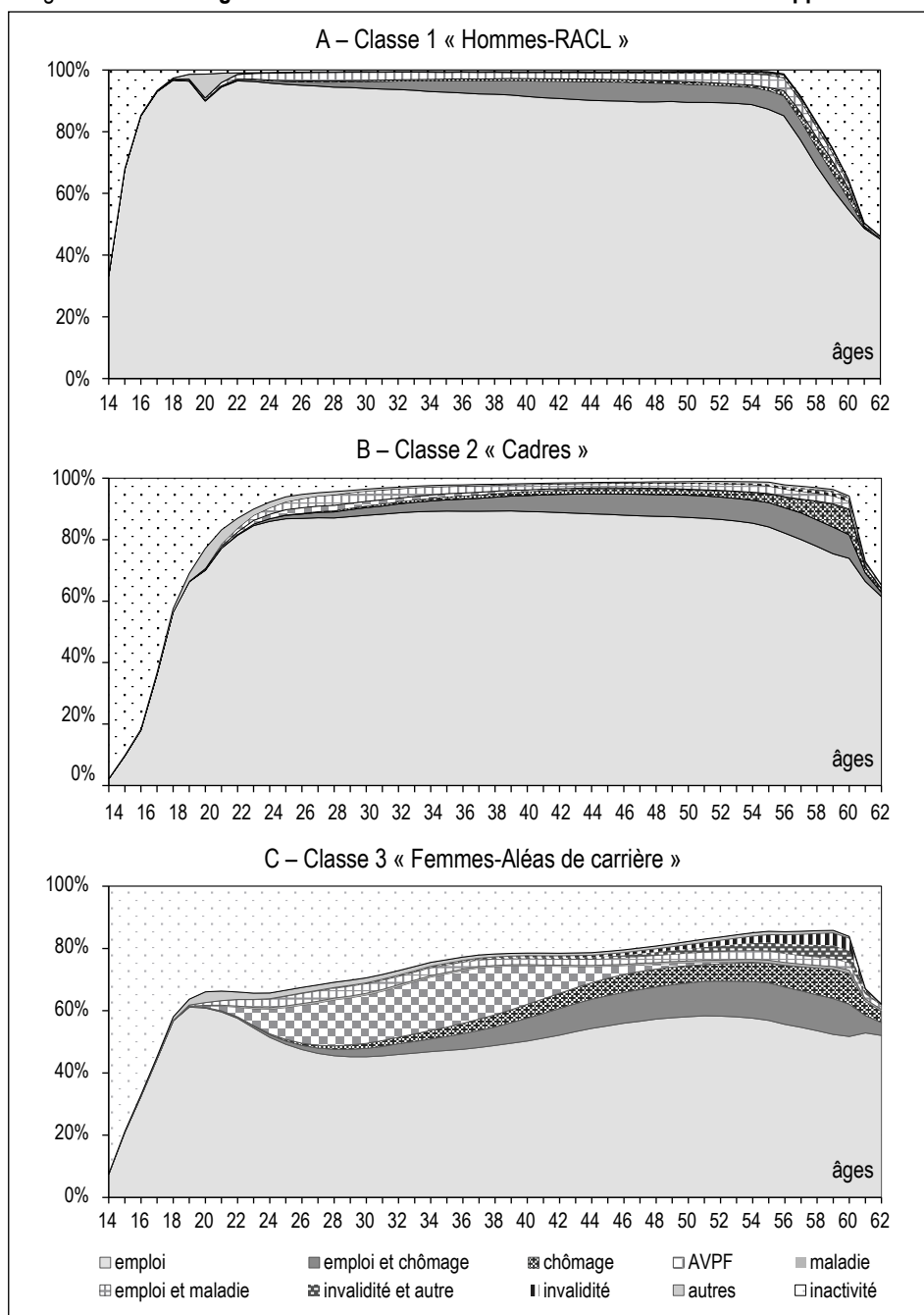
ménages à faibles ressources. Ainsi, ces cumulants sont moins souvent partis en retraite avec la durée requise pour le taux plein (41 %), et ils ont plus fréquemment obtenu le taux plein en attendant l'âge d'annulation de la décote (28 %). Environ 30 % des assurés sont partis en retraite en ayant une pension minorée par une décote. Le montant de pension tous régimes de ce groupe est le plus faible, en moyenne 10 600 euros par an.

Étant donné que les trois classes identifiées ont connu des carrières professionnelles différentes qui se traduisent par des montants de pension de retraite et des conditions de départ à la retraite au régime général distinctes, il est probable que ces trois groupes n'aient pas le même usage du dispositif du cumul emploi-retraite.

Après le départ à la retraite du régime général, les retraités de la classe 1 (Hommes-RACL) commencent un cumul emploi-retraite aux âges les moins élevés (en moyenne 61 ans), en lien avec leur départ à la retraite à des âges précoces (cf. tableau 4). Néanmoins, ils attendent plus longtemps avant de reprendre une activité salariée. Seulement 23 % ont repris un emploi dans les jours qui suivent le départ à la retraite. En moyenne, les personnes de cette classe commencent leur cumul emploi-retraite 19 mois après leur départ à la retraite. Ce délai assez long pour reprendre une activité professionnelle peut s'expliquer par la législation. En effet, 60 % des cumulants de cette classe ont pris leur retraite avant 2009 et ils sont nombreux à être partis en retraite dans le cadre du dispositif des retraites anticipées pour carrière longue, sans avoir donc l'âge légal de départ à la retraite. Ils sont donc soumis à la règle du cumul emploi-retraite limité (cf. encadré 1) et ils ont l'obligation d'attendre au moins six mois après leur départ à la retraite pour reprendre une activité chez le même employeur que celui qu'ils avaient avant de partir à la retraite. Par ailleurs, les assurés en cumul emploi-retraite limité sont également soumis à une limite de revenu. C'est pourquoi, ils perçoivent en parallèle de leur retraite un salaire plutôt modeste de 6 480 euros par an en moyenne. Les cumulants de ce groupe occupent plus souvent des emplois dans le secteur primaire ou secondaire que les autres cumulants. Ils effectuent les cumuls les plus courts de l'ensemble des cumulants puisque la moitié des personnes de ce groupe cesse l'emploi exercé pendant la retraite avant 39 mois (3 ans et 3 mois) de cumul. Les assurés ayant débuté un cumul avant 2013 et qui ont cessé

14. Pour être comparables, l'ensemble des montants de pension et de salaires de tous les cumulants sont exprimés en euros 2014.

Figure VII – Chronogramme de la carrière des cumulants selon la classe d'appartenance



Lecture : à l'âge de 38 ans, 92 % des assurés de la classe 1 sont en emploi sur toute l'année, et 4.5 % sont en emploi et au chômage au cours de l'année.

Source et champ : voir figure I.

toute activité professionnelle ont environ 64 ans en moyenne lors de la fin de leur cumul emploi-retraite, ce qui correspond à un arrêt d'activité professionnelle le plus précoce des cumulants.

Les cumulants de la classe 2 (Cadres) sont 30 % à être en emploi dans les jours qui suivent le départ à la retraite du régime général. En moyenne, ils reprennent un emploi 15 mois après le départ à la retraite, soit en moyenne à l'âge de 63.4 ans (cf. tableau 4). Ils commencent donc l'activité de cumul plus rapidement après la retraite que

les assurés de la classe 1. Pendant ce cumul, ils travaillent principalement dans le secteur tertiaire et ils perçoivent une rémunération d'environ 11 200 euros par an. Les cumulants de cette classe sont tous partis en retraite à l'âge légal avec la durée requise pour le taux plein et peuvent donc effectuer un cumul intégral¹⁵, pour

15. Excepté 42 % des assurés de cette classe qui ont été soumis au cumul plafonné en vigueur entre 2004 et 2009 pour tous les cumulants. À partir de 2009, ils ont pu effectuer du cumul intégral, comme le reste des individus de la classe qui a pris sa retraite après cette date.

lequel ils ne sont soumis à aucune contrainte de revenus ou de délai avant la reprise d'un emploi. Parmi les personnes ayant commencé un cumul emploi-retraite avant 2013, la durée moyenne du cumul est de 3 ans et 1 mois.

Les cumulants de la classe 3 (Femmes-Aléas de carrière) reprennent plus rapidement que les autres cumulants un emploi après la retraite. 44 % occupent un emploi dans les jours qui suivent le départ à la retraite du régime général, et l'ensemble du groupe met en moyenne un peu plus d'un an (en moyenne 13 mois) pour occuper un emploi après leur départ à la retraite (cf. tableau 4). Ces cumulants sont âgés de 64 ans en moyenne lorsqu'ils recommencent à travailler. Ce sont les assurés qui reprennent un emploi après la retraite aux âges les plus élevés en raison de leur départ à la retraite plus tardif. L'activité exercée pendant le cumul est probablement une activité de faible ampleur. En effet, elle n'octroie que 4 950 euros par an supplémentaire, et elle est souvent rémunérée à partir de chèque emploi-service. Il s'agit probablement d'emplois de service à la personne. Cet emploi modeste est en revanche effectué pendant une durée assez importante (au moins trois ans et demi pour la moitié des cumulants), ce qui est la durée la plus longue observée parmi les cumulants. Les personnes ayant débuté un cumul emploi-retraite avant 2012 et ayant cessé leur activité professionnelle se sont retirées du marché du travail à 66.6 ans.

* *
*

Le projet de loi créant un système universel de retraite présente le cumul emploi-retraite comme un dispositif facilitant la transition entre l'emploi et la retraite et préconise son développement (Assemblée nationale, 2020, article 26). Le cumul emploi-retraite pourrait dès 2022, et indépendamment de l'instauration d'un système universel de retraite, permettre que l'activité exercée en parallèle de la retraite ouvre de nouveaux droits à la retraite, pour les personnes bénéficiant du cumul intégral.

Pour les hommes, avoir un niveau de pension élevé et une durée d'assurance au moins égale à celle requise pour le taux plein déterminent fortement l'exercice d'un emploi après la retraite. Pour les femmes, le niveau de pension joue moins que le fait de vivre seule à la retraite. Néanmoins pour les deux sexes, le principal facteur influençant la reprise d'une activité après

la retraite est l'occupation d'un emploi avant le départ à la retraite. Ainsi, le développement du cumul emploi-retraite, comme le souhaite le législateur, reposera en partie sur la capacité des assurés à être proche du marché du travail après 60 ans.

Au-delà de ces caractéristiques, les cumulants forment une population hétérogène. Notre étude a permis d'identifier trois groupes. Un premier, représentant un tiers des cumulants, composé principalement de femmes, a eu une carrière professionnelle interrompue principalement par des arrêts liés aux enfants, mais également par de longues périodes de chômage ou de maladie. Il semble donc utiliser le cumul emploi-retraite comme un complément de ressources. Toutefois, une grande majorité des personnes qui reprennent un emploi après la retraite ont connu de longues carrières. Il peut s'agir de cadres, ayant eu des salaires élevés et qui occupent un emploi en parallèle de leur retraite dont les revenus peuvent être importants. Cette deuxième classe regroupe 45 % des cumulants. Le dernier groupe, correspondant à 24 % des cumulants, est celui des hommes ayant commencé à travailler tôt, et partis en retraite anticipée pour carrière longue.

Les profils de cumulants pourraient évoluer dans les années à venir. Le projet de loi concernant le cumul emploi-retraite propose que l'activité exercée pendant la retraite permette d'augmenter la pension de la même façon que toutes les activités professionnelles pour les assurés partis à la retraite à partir de l'âge légal et avec la durée d'assurance requise pour le taux plein. Dans ce cas, tous les assurés en emploi et remplissant ces conditions auraient intérêt à demander leur pension de retraite. La nouvelle législation pourrait créer un effet d'aubaine pour les assurés qui jusqu'à présent travaillent au-delà de l'âge légal sans souhaiter prendre leur retraite¹⁶. Nous pouvons donc nous attendre à une hausse des effectifs de cumulants, et à une modification des caractéristiques de cette population.

L'acquisition de droits à retraite dans le cadre du cumul emploi-retraite supprime un avantage important pour le financement du système de retraite. Actuellement, le cumul permet aux régimes de recevoir des cotisations sans engendrer pour le régime de dépenses supplémentaires (les cotisations n'offrent pas de droits retraite supplémentaires). Or, ce ne sera plus le cas avec la nouvelle législation proposée. Le cumul reste

16. Il s'agit notamment des assurés qui bénéficient du dispositif de la surcote, soit environ 14 % des nouveaux retraités au régime général en 2016.

un dispositif pour favoriser le maintien en emploi des personnes âgées, mais il n'est plus un moyen permettant d'améliorer l'équilibre financier du régime de retraite.

Le développement du cumul emploi-retraite dans la population, ainsi que l'intérêt de ce dispositif pour le législateur ne doivent cependant pas masquer qu'il rencontre de sérieuses oppositions. En premier lieu, le cumul emploi-retraite contrarie le sens donné à la retraite. En effet, comme rappelé dans la réforme des retraites de 2003, la retraite est un revenu de remplacement qui doit permettre un niveau de vie convenable (Assemblée nationale, 2003). L'exercice d'un emploi en parallèle de la retraite interroge sur la fonction de revenu de remplacement de la retraite. Par ailleurs, lors des débats à l'Assemblée nationale, certains députés craignaient que le cumul emploi-retraite soit un moyen d'éviter de revaloriser les pensions en incitant

les retraités à trouver d'autres sources de revenus (Assemblée nationale, 2008).

Enfin, comme le fait d'être en emploi avant le passage à la retraite est l'un des facteurs influençant le plus fortement la reprise d'une activité après la retraite, tous les retraités n'auraient pas les mêmes possibilités de reprendre une activité. Comme le notaient déjà Bridenne & Mette (2012, p. 152), « Un recours accru au cumul emploi-retraite pourrait contribuer finalement à l'accroissement des disparités entre retraités en termes de possibilités de diversification des revenus durant la retraite et, en conséquence, une accentuation des disparités de ressources entre retraités ».

Dans la perspective d'un renforcement de l'attractivité du cumul emploi-retraite, le suivi du dispositif est amené à se poursuivre, en particulier pour mener des travaux sur les profils des nouveaux cumulants. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/5396126/ES-524-525_Dardier_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Assemblée nationale (2003).** Projet de loi portant réforme des retraites – Exposé des motifs. <https://www.assemblee-nationale.fr/12/projets/pl0885.asp>
- Assemblée nationale (2008).** Débats parlementaires autour du PLFSS – Discussions des séances publiques d'octobre 2008.
- Assemblée nationale (2020).** Projet de loi instituant un système universel de retraite, article 26. https://www.assemblee-nationale.fr/dyn/15/textes/115b2623_projet-loi.pdf
- Blanchet, D. & Debrand, T. (2007).** Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible : santé, satisfaction au travail, et facteurs monétaires. *Économie et Statistique*, 403-404, 39–62. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_2007_num_403_1_7087
- Bridenne, I. & Mette, C. (2012).** Le cumul emploi-retraite des salariés : constats et enjeux. *Revue française des affaires sociales*, 4, 136–159. <https://doi.org/10.3917/rfas.124.0136>
- Conseil Européen de Lisbonne (2000).** Conclusion de la présidence. 23-24 mars 2000. https://www.europarl.europa.eu/summits/lis1_fr.htm
- Dardier, A. (2016).** Durée du cumul RG/RSI : une application des modèles de durée. *Les cahiers de la Cnav* N° 10. <https://www.statistiques-recherches.cnaf.fr/les-cahiers-de-la-cnav-n-10-janvier-2016.html>
- Dardier, A. (2018).** Prendre sa retraite : incidence des dispositifs de prolongation d'activité sur les parcours individuels, -annexe- évolution de la législation sur le cumul emploi-retraite. *Les cahiers de la Cnav* N° 11. <https://www.statistiques-recherches.cnaf.fr/les-cahiers-de-la-cnav-n-11-juin-2018.html>
- DREES (2019).** Le cumul emploi-retraite. DREES, *Les retraités et les retraites*, Fiche 19. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-10/panorama-retraite-2019.pdf>
- Guillemard, A.-M. (2013).** Le vieillissement actif : enjeux, obstacles, limites. Une perspective internationale. *Retraite et société* N° 65. <https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2013-2-page-17.htm>
- Minni, C. (2019).** Emploi et chômage des séniors en 2018. *DARES Résultats* N° 13. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/contraintes-physiques>

Musiedlak, Y. (avec la participation de Senghor, H.) (2017). Cumul emploi-retraite : deux personnes sur trois travaillent à temps partiel. *Études et résultats* N° 1021.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/etudes-et-resultats/article/cumul-emploi-retraite-deux-personnes-sur-trois-travaillent-a-temps-partiel>

Rapoport, B (2012). Des fins de carrière toujours marquées par de l'inactivité pour les femmes. *Retraite et Société*, 63, 79–108. <https://www.cairn.info/revue-retraite-et-societe1-2012-2-page-79.htm>

Conseil d'orientation des retraites (2018). L'activité des seniors et les transitions emploi-retraite à l'étranger. Document N° 12. Séance du groupe de travail « Transition emploi-retraite et niveau de vie » du 14 novembre 2018. <https://www.cor-retraites.fr/sites/default/files/2019-06/doc-4357.pdf>

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

N° 517-518-519 (2020) – **AU-DELÀ ET AUTOUR DU PIB : QUESTIONS A LA COMPTABILITÉ NATIONALE / BEYOND AND AROUND GDP: QUESTIONS TO NATIONAL ACCOUNTING**

- Préface – Comptabilité nationale : retour sur des questions anciennes, plus quelques nouvelles / *Preface – National Accounting: Old Questions Revisited, Plus Some New Ones* – Diane Coyle
- Construire des indicateurs de la croissance inclusive et de sa soutenabilité : que peuvent offrir les comptes nationaux et comment les compléter ? / *Building Indicators for Inclusive Growth and its Sustainability: What Can the National Accounts Offer and How Can They Be Supplemented?* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- Compléter le PIB : quelques contributions récentes de la statistique sociale / *Supplementing GDP: Some Recent Contributions from Official Social Statistics* – Jérôme Accardo
- Vers un système de comptes nationaux distributifs : méthodes et estimations des inégalités mondiales avec les données WID.world / *Towards a System of Distributional National Accounts: Methods and Global Inequality Estimates from WID.world* – Facundo Alvaredo, Lucas Chancel, Thomas Piketty, Emmanuel Saez & Gabriel Zucman
- Pourquoi et comment mesurer le capital humain dans la comptabilité nationale ? / *Why and How Should Human Capital be Measured in National Accounts?* – Nicolas Canry
- Coût social du réchauffement climatique et indicateurs de soutenabilité : les enseignements d'une application à la France / *The Social Cost of Global Warming and Sustainability Indicators: Lessons from an Application to France* – Jean-Marc Germain & Thomas Lellouch
- Une comparaison de déflateurs pour les services de télécommunications / *A Comparison of Deflators for Telecommunications Services Output* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- La mesure du numérique explique-t-elle le ralentissement de la productivité ? Le cas de l'Australie / *Does Measurement of Digital Activities Explain Productivity Slowdown? The Case for Australia* – Derek Burnell & Amani Elnasri
- L'économie numérique fausse-t-elle le partage volume-prix du PIB ? L'expérience française / *Does the Digital Economy Distort the Volume-Price Split of GDP? The French Experience* – Lorraine Aeberhardt, Florian Hatier, Marie Leclair, Benoît Pentinat & Jean-Denis Zafar

- Les services gratuits issus de l'économie numérique : faut-il, et comment, les valoriser ? / *Free Services from the Digital Economy: Do We Need to Measure Their Value and How?* – Alexandre Bourgeois
- L'énigme de la croissance du PIB irlandais en 2015 : tentatives de réponse / *Irish GDP Growth in 2015: A Puzzle and Propositions for a Solution* – Marie-Baïanne Khder, Jérémie Montornès & Nicolas Ragache
- La cohérence dans une économie mondialisée : harmonisation du traitement de la R&D dans les comptes nationaux et la balance des paiements en Irlande / *Consistency in a Globalised Economy: Aligning the Treatment of R&D in the Irish National Accounts and Balance of Payments* – Niamh Holton, Margaret Kinsella, Oisín Mangan, Shaun McLaughlin & Patrick Quill
- Quelle signification pour le concept de produit intérieur dans des économies mondialisées ? / *What Should the Concept of Domestic Production Mean in Globalized Economies?* – Didier Blanchet

N° 514-515-516 (2020) – **JEUNES ET TRANSITIONS VERS L'ÂGE ADULTE / YOUTH AND TRANSITIONS TO ADULTHOOD**

- Introduction – En transition vers l'âge adulte / *In Transition to Adulthood* – Olivier Galland
- Les itinéraires biographiques des jeunes adultes en France : évolutions des différenciations sociale et sexuée sur longue période / *The Life Courses of Young Adults in France: Changes in Social and Gender Differentiation over the Long Period* – Nicolas Robette
- Inégalités de niveau de vie entre jeunes adultes – Une approche individualisée / *Inequality of Resources among Young Adults: An Individualised Approach* – Laura Castell & Sébastien Grobon
- Le soutien financier aux jeunes par les transferts sociaux et fiscaux – Scénarios de défamilialisation / *Financial Support for Young Adults Through Tax and Social Transfers – Defamilialisation Scenarios* – Adélaïde Favrat, Vincent Lignon & Muriel Pucci
- Argent et sentiments. Une interprétation des déterminants de l'aide financière des parents aux jeunes adultes / *Money and Feelings: An Interpretation of the Factors of Financial Support from Parents to Young Adults* – Marie-Clémence Le Pape, Mickaël Portela & Élise Tenret
- Les décisions des jeunes dans la transition vers la vie adulte en France : l'influence de facteurs familiaux / *Young People's Decisions in the Transition to Adulthood in France: Influence of Family Factors* – Audrey Rose Menard & Vincent Vergnat
- À quoi rêvent les jeunes salariés ? Qualité du travail, aspirations professionnelles et souhaits de mobilité des moins de 30 ans / *What do Young Employees Dream of? Quality of Work, Career Aspirations and Desire for Mobility among the Under 30s* – Christine Fournier, Marion Lambert & Isabelle Marion-Vernoux
- Risque d'exclusion sociale et ressources des jeunes NEET / *Risk of Social Exclusion and Resources of Young NEETs* – Claire Bonnard, Jean-Francois Giret & Yann Kossi
- Inégalités des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes en France / *Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France* – Doriane Mignon & Florence Jusot
- Les opinions des jeunes adultes sur le rôle social de l'État ont-elles changé depuis la crise de 2008 ? / *Did the 2008 Crisis Change Young Adults' Views on the Social Role of the State?* – Adrien Papuchon

N° 513 (2019) – **VARIA**

- Les supporters français de football sont-ils sensibles à l'incertitude du résultat ? / *Are French Football Fans Sensitive to Outcome Uncertainty?* – Luc Arrondel & Richard Duhautois
- Les discriminations dans l'accès au logement en France : un testing sur les aires urbaines métropolitaines / *Discriminations in Access to Housing: A Test on Urban Areas in Metropolitan France* – Julie Le Gallo, Yannick L'Horty, Loïc du Parquet & Pascale Petit
- Les liens entre taux d'épargne, revenu et incertitude : une analyse à partir de l'enquête Budget de famille 2011 / *The Links between Saving Rates, Income and Uncertainty: An Analysis based on the 2011 Household Budget Survey* – Céline Antonin
- Quatre décennies d'achats alimentaires : évolutions des inégalités de qualité nutritionnelle en France, 1971-2010 / *Four Decades of Household Food Purchases: Changes in Inequalities of Nutritional Quality in France, 1971-2010* – France Caillavet, Nicole Darmon, Flavie Létoile & Véronique Nichèle
- L'élasticité-prix de la demande d'électricité en France / *Price Elasticity of Electricity Demand in France* – Stéphane Auray, Vincenzo Caponi & Benoît Ravel

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° 524-525 - 2021

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Prochain numéro / Next issue

Varia

ISBN 978-2-11-162329-3 - ISSN 0336-1454 - ECO 524-525
Parution juillet 2021 - PRIX : 17,20 €

