

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Numéro spécial
Économie de la santé

Special Issue
Health Economics

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

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

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

Conseil scientifique / Scientific Committee

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

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

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

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

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

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

Impression / Printing: PARAGON TRANSACTION
39 rue des Rivières Saint-Agnan, 58200 Cosne-Cours-sur-Loire, France

ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

- 3 Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa
ou comment les économistes contribuent à comprendre
et à améliorer le système de santé**

Thomas Barnay et David Crainich

INÉGALITÉS ET VULNÉRABILITÉ

- 17 La répartition géographique des internes en médecine générale :
un outil de régulation des lieux d'installation ?**

Julien Silhol

- 37 Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié
au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages
en France ?**

Thomas Blavet

- 57 Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement
des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe**

Florence Jusot et Adèle Lemoine

CONSOMMATION DE SOINS ET PRÉVENTION

- 81 L'impact d'un programme social sur la consommation de soins
des travailleurs indépendants âgés en France**

Estelle Augé et Nicolas Sirven

- 101 Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs
en matière de santé au Sénégal**

Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard

EHPAD ET HÔPITAL

- 129 Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé
des personnes âgées en maison de retraite**

Quitterie Roquebert

- 151 Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation
d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux
et l'Assurance maladie en France**

Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et Catherine Pollak

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.

Introduction – De la théorie à la pratique et vice versa ou comment les économistes contribuent à comprendre et à améliorer le système de santé

Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System

Thomas Barnay* et David Crainich**

Pour la troisième fois, la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics* et le Collège des Économistes de la Santé, la société savante française d'économie de la santé, collaborent dans le cadre de la valorisation des JESF (Journées des économistes de la santé français). Après avoir hébergé deux numéros spéciaux en 2015 et 2021, respectivement associés aux 35^e (Barnay *et al.*, 2015) et 41^e JESF (Franc, 2021), la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics* propose une nouvelle édition compilant une sélection d'articles issus des 44^e JESF qui se sont tenues à l'université de Lille en décembre 2022.

Depuis 2006, ces journées annuelles donnent lieu une année sur deux à la publication d'une sélection de contributions dans une revue généraliste à comité de lecture. Cette valorisation régulière des travaux atteste du souci de faire valoir l'expertise économique dans un secteur particulièrement complexe et traversé par des débats récurrents autour de l'accès aux soins, la rémunération des acteurs, la prise en charge optimale des patients ou encore la régulation des dépenses de santé.

Le secteur de la santé constitue un terrain particulièrement propice à l'analyse économique, d'une part et à l'intervention publique, d'autre part. Cette introduction met en évidence la préoccupation que la recherche française en économie de la santé, représentée pour l'occasion par les sept articles de ce numéro spécial, attache à ces deux dimensions. Plus précisément, nous montrons comment ces articles participent à la réflexion relative aux politiques publiques de santé et s'inscrivent dans la démarche traditionnelle de la science économique, constituée par l'interaction entre les modèles théoriques et les études empiriques. Ces articles sont résumés dans la dernière partie.

* Université de Northeastern et Université Paris-Est Créteil (Erudite). ** Univ. Lille, CNRS, IESEG School of Management, UMR 9221 – LEM - Lille Économie Management.
Correspondance : barnay@u-pec.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: Barnay, T. & Crainich, D. (2024). Introduction – From Theory to Practice and Vice Versa or How Economists Contribute to Understanding and Improving the Healthcare System. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 3–15. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2108

Un secteur en constante mutation

Il est tout d'abord bien établi que le secteur de la santé est source de richesses. Dans une optique purement comptable, l'Insee précise que le secteur pharmaceutique dégage une valeur ajoutée hors taxes de 14 438 millions d'euros (soit un montant supérieur au secteur de la fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques, par exemple). Par ailleurs, les professionnels de santé représentent un contingent de 1,23 million de travailleurs en 2023. Le poids relatif des secteurs sanitaire et médico-social est, en outre, en pleine expansion du fait de besoins croissants de soins et d'accompagnement des personnes âgées dépendantes. Ce sont ainsi 370 000 postes supplémentaires de médecins, infirmiers, aides à domicile et aides-soignants qui devraient être créés d'ici 2030 (France Stratégie & Dares, 2022). Depuis la remise en question du modèle de croissance exogène de Solow (Solow, 1956) opérée dans les années 80, la théorie économique soutient que les dépenses de santé peuvent être productives. Les modèles de croissance endogène attestent que le capital santé, parce qu'il est une composante du capital humain, mais également parce qu'il génère des effets d'entraînement à d'autres secteurs (tels que la chimie ou l'imagerie) et de reproduction intergénérationnelle, est source de production (Mushkin, 1962 ; Becker, 1964 puis Grossman, 1972). À un niveau plus microéconomique, la bonne santé des personnes en âge de travailler garantit des gains de productivité et une probabilité plus forte de travailler et d'augmenter ses revenus (Barnay & Jusot, 2018).

Naturellement, le secteur de la santé est également coûteux. L'objectif national de dépenses d'assurance maladie (Ondam), voté par le Parlement chaque automne et fixé à 254,9 milliards d'euros pour l'année 2024, représente près de 9 % du produit intérieur brut. Si les dépenses exceptionnelles allouées à la crise sanitaire ont été divisées par deux entre 2021 et 2022 (Arnaud & Lefebvre, 2023), la contrainte budgétaire demeure extrêmement forte. La Loi de Financement de la sécurité sociale 2024 estime le déficit de la branche maladie à 9,4 milliards d'euros en 2023. Ce dernier est notamment expliqué par des dépenses de santé croissantes alimentées par le vieillissement de la population, la chronicisation des maladies et les innovations technologiques.

Dans la mesure où les quatre cinquièmes de la consommation de soins et biens médicaux relèvent de l'Assurance maladie obligatoire, les pouvoirs publics sont engagés dans une intense activité réformatrice. Cette intervention apparaît parfaitement cohérente avec l'analyse économique qui identifie de nombreuses défaillances de marché dans le secteur de la santé. Un des exemples fréquemment cités est la présence d'externalités. Parmi les externalités négatives, le tabagisme passif ou les feux de forêts provoqués par la cigarette créent des dommages pour la société qui ne sont pas compensés financièrement par les fumeurs. A contrario, la vaccination contre des maladies infectieuses apporte un gain pour la société. Cette externalité positive justifie d'une part le recours à une assurance publique parce que les risques individuels ne sont ni indépendants, ni aléatoires, compromettant de ce fait le fonctionnement optimal du marché privé de l'assurance santé ; d'autre part, le subventionnement des vaccins permet leur promotion auprès des populations les plus défavorisées. Les fortes asymétries d'information entre acteurs et l'interdépendance de l'offre et de la demande de soins constituent également des défaillances à l'origine d'une perte d'efficacité du système de santé. En outre, par ses mots « *Recover from disease is as unpredictable as its incidence* » le prix Nobel d'économie 1972, Kenneth Arrow, dans son article pionnier de 1963, soulignait le haut niveau d'incertitude caractérisant ce marché si singulier (Arrow, 1963).

Le pilotage des dépenses de santé apparaît donc, à bien des égards, impérieux, dans un cadre où les innovations rapides sont très dispendieuses (génétique, biomédicaments, intelligence artificielle) et où l'injonction de décarbonation devient toujours plus pressante. Les réformes du système de santé sont ainsi foisonnantes et visent des objectifs parfois concurrents ; tantôt privilégiant l'efficacité du système de santé, tantôt visant à réduire les inégalités sociales de santé et d'accès aux soins. Les articles présentés dans cette édition spéciale de la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics* s'inscrivent, par conséquent, dans une actualité réformatrice riche.

Les modalités d'intervention mobilisent toute la palette des outils de la régulation : modification des prix de marché (conventionnement des médecins de secteur 1, prix administré du médicament, etc.), régulation des quantités (nombre de médecins via la *numerus apertus*¹), publication des recommandations de bonnes pratiques à destination des professionnels de santé ou modification des règles de la concurrence sur le marché du médicament (brevets).

Du côté des patients, les réformes s'emploient à protéger les plus vulnérables, à « responsabiliser les patients » et à tenir compte des besoins émergents. Sur le volet de la protection, l'une des réformes phares, d'inspiration beveridgienne, est sans doute la création de la couverture maladie universelle (CMU) en 2000 permettant de généraliser la couverture des soins à tous et d'une complémentaire maladie universelle complémentaire (CMU-C) destinée aux personnes les plus modestes². Le législateur s'attache également à mieux définir et protéger les droits des populations spécifiques telles que les personnes en situation de handicap (Loi d'obligation d'emploi des travailleurs handicapés en 1987 et 2005 ; Loi relative à la protection des personnes contre les discriminations en raison de leur état de santé ou de leur handicap en 1990), population qui est au cœur de la contribution de **Thomas Blavet** à ce numéro. Les réformes plus coercitives menées en 2008 visent au contraire à instaurer des franchises et participations forfaitaires sur les boîtes de médicaments, les actes paramédicaux, les soins hospitaliers ou les transports sanitaires pour limiter le risque de surconsommation de soins qui serait induit par une assurance jugée trop généreuse (cette relation n'ayant jamais été rigoureusement démontrée). Deux décrets publiés au Journal officiel le 17 février 2024 prévoient un accroissement de la participation forfaitaire et un doublement des franchises médicales. Mécaniquement, ces dispositions vont conduire à accroître la participation financière des malades. Le travail de **Florence Jusot et Adèle Lemoine** présenté dans ce numéro démontre, à partir de données européennes recueillies auprès de personnes de 50 ans et plus, que le reste à charge final³ dégrade l'équité du système de soins.

En outre, les besoins émergents font l'objet d'une attention particulière. Avec l'avancée en âge de la génération nombreuse d'après-guerre, la France, comme la plupart des pays développés, fait face à une accélération du vieillissement de sa population. Malgré des mesures législatives dédiées telles que la loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement (ASV) du 1^{er} janvier 2016 ou des dispositifs spécifiques (APA – Allocation personnalisée d'autonomie), le modèle de prise en charge repose majoritairement sur les proches aidants ce qui conduit les économistes, telles que **Quitterie Roquebert** dans ce numéro, à interroger les effets de cette aide informelle qui se poursuit même auprès de personnes vivant en établissement d'hébergement pour personnes âgées dépendantes (EHPAD). Des catégories particulières de travailleurs telles que les indépendants sont également ciblées par des dispositifs d'accompagnement du grand âge (programme PARI) qu'**Estelle Augé et Nicolas Sirven** se proposent d'évaluer.

Du côté de l'offre de soins, les modalités de rémunération des acteurs et d'organisation des soins sont profondément revisités. Même s'ils demeurent majoritaires, les modes de rémunération traditionnels liés à l'activité sont remis en question en raison de leur caractère inflationniste, au profit de modèles mixtes intégrant des mécanismes incitatifs souvent liés à la performance, au parcours de soins, au suivi des patients et à des objectifs de santé publique. Ainsi, le paiement à la performance des médecins libéraux introduit, dans un premier temps, sur le mode du volontariat avec les CAPI (Contrats d'amélioration des pratiques individuelles) en 2009 est généralisé avec la ROSP (Rémunération sur objectifs de santé publique) depuis 2011. Depuis le 1^{er} janvier 2024, la part des financements par dotations pour les activités de médecine, chirurgie et obstétrique est accrue pour limiter les effets de la tarification à l'activité (T2A) introduite en 2004 pour le financement des hôpitaux. Dans ce numéro, **Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et**

1. Dans le cadre du plan « Ma Santé 2022 », le *numerus clausus* a été remplacé par le *numerus apertus*. Ce dernier fixe un nombre minimum d'étudiants admis en deuxième année de médecine, en fonction des capacités d'accueil et des places disponibles à l'Université.

2. Une aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS), octroyée sous conditions de ressources, a été également mise en place en 2005. La CMU-C et l'ACS ont finalement été remplacées en 2019 par la complémentaire santé solidaire (CSS).

3. Paiement direct réalisé par les patients après prise en charge de l'assurance maladie publique et privée.

Catherine Pollak évaluent des dispositifs de rémunération à la performance visant à soutenir les prescriptions de médicaments biosimilaires délivrés en ville. En outre, des expérimentations de paiements innovants sont conduites en médecine de ville, avec par exemple des « forfaits par épisode de soins » à répartir auprès des différentes professions mobilisées dans le traitement de la pathologie et parfois regroupées en maison de santé pluriprofessionnelle. Ces nouvelles incitations visent également à combattre les très fortes inégalités sociales de santé et d'accès aux soins et aux médicaments qui persistent en France. Deux millions de personnes cumulent trois désavantages en termes d'accès (médecin généraliste, infirmier ou masseur-kinésithérapeute), les trois quarts vivant dans des territoires ruraux (Legendre, 2021). La contribution de **Julien Silhol** explore de nouveaux déterminants de l'installation des médecins susceptibles de déboucher sur des leviers d'action.

Enfin le thème de la prévention traverse les politiques de santé, que ce soit du côté des modes de rémunération des médecins ou celles tentant de modifier les comportements des patients. Il est abordé dans ce numéro dans une perspective internationale dans l'étude de **Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard** qui analyse les effets d'internet sur la prévention des maladies infectieuses et le recours aux soins prénataux.

De la théorie à la pratique

À l'instar des travaux réalisés dans l'ensemble des champs de l'économie, la complémentarité entre les modèles théoriques et les études empiriques est au cœur des avancées réalisées en économie de la santé. Du fait d'un secteur en proie à des défis sociétaux majeurs et à un rythme soutenu de réformes, l'économie de la santé a cette particularité d'être une discipline appliquée dont l'une des vocations est de nourrir le débat public. L'apport de la théorie économique est alors déterminant dans la construction ex nihilo de politiques publiques de santé en ce sens qu'elle permet de prédire les réactions des acteurs du système de soins à la suite d'une intervention qui peut, par exemple, modifier le prix des soins ou le revenu des professionnels de santé.

Un exemple de cet enrichissement mutuel nous vient des États-Unis. Afin d'éclairer les discussions autour du partage des coûts de la santé, la plus grande expérimentation américaine jamais réalisée a été conduite par la RAND Corporation entre 1976 et 1982, sous la houlette de Joseph Newhouse. Il s'agissait notamment d'établir si des mécanismes théoriques d'aléa moral ex post étaient ou non avérés (Pauly, 1968) dans le cadre d'une évaluation ex post. Les patients étaient assignés aléatoirement (afin notamment de s'assurer que leurs besoins de soins étaient similaires) à des contrats d'assurance maladie plus ou moins généreux. L'objectif de cette expérimentation était de mesurer la sensibilité de la demande de soins à des variations des prix des soins. L'ambition était de confronter les intuitions théoriques aux comportements tels que révélés par l'expérimentation. Comme attendu, un des enseignements de cette étude est que la consommation de biens et services médicaux est négativement corrélée au prix avec une élasticité prix de $-0,2$ (Newhouse *et al.*, 1993 ; Newhouse, 1996).

Ce numéro spécial d'*Economie et Statistique / Economics and Statistics* permet d'illustrer l'importance de cette interaction entre cadre théorique et études empiriques à travers certaines thématiques classiques de la discipline. Les articles proposés dans ce numéro exploitent des outils empiriques afin de répondre aux différentes questions de recherche qu'ils examinent. La littérature dans laquelle chacun d'entre eux s'inscrit permet toutefois de mettre en évidence la façon dont les thématiques de recherche qu'ils abordent ont été inspirées par la théorie économique ou alimentées par le dialogue existant entre la théorie et les travaux empiriques.

L'importance de l'interaction entre les travaux théoriques et empiriques dans la littérature consacrée à la demande individuelle de soins est soulignée dans deux articles de ce numéro spécial, respectivement consacrés aux recours aux traitements médicaux (Estelle Augé et Nicolas Sirven) et aux actions de prévention des maladies (Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard).

La contribution d'Estelle Augé et Nicolas Sirven évalue l'effet du programme PARI (Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante) sur le recours aux soins des travailleurs indépendants. Ce dernier est sensiblement plus faible durant la vie active, notamment en raison d'un meilleur état de santé et d'un temps de travail plus important (Augé & Sirven, 2021). Le point de départ théorique du travail empirique d'Estelle Augé et Nicolas Sirven est le modèle de demande de capital santé de Grossman (1972). Dans ce dernier, les individus héritent d'un capital santé de départ dont la dépréciation naturelle peut être compensée par un investissement matérialisé à la fois par du temps consacré à la santé et par l'acquisition de biens marchands tels que les soins médicaux, l'alimentation, le logement, etc. Selon Grossman, les individus ajustent leur investissement afin d'atteindre un capital santé jugé optimal. Le bénéfice de cet investissement est double : au-delà de sa valeur intrinsèque, un bon état de santé permet aussi d'augmenter la productivité du travail et de générer ainsi des revenus plus élevés. Le modèle est donc particulièrement bien adapté aux décisions qu'effectuent les travailleurs indépendants. Il a aussi été largement critiqué parce qu'il implique – contrairement à ce qui a été mis en évidence dans la littérature empirique – que le taux de dépréciation du capital santé est exogène, d'une part et que la demande de soins et l'état de santé sont positivement corrélés, d'autre part. Différentes raisons sont susceptibles d'expliquer cette discordance. Celle qui nous intéresse plus particulièrement dans le cadre du travail d'Estelle Augé et Nicolas Sirven a été formulée par Wagstaff (1986), qui suggère que la corrélation négative observée entre demande de soins et santé peut potentiellement résulter du fait que – contrairement à ce que le modèle de Grossman sous-tend – les individus n'ajustent pas nécessairement de façon instantanée leur capital santé au niveau optimal. Wagstaff (1993) a donc proposé une nouvelle formulation empirique du modèle de Grossman dont les résultats semblent plus conformes aux comportements observés. En conséquence, Galama & Kapteyn (2011) ont proposé une extension théorique du modèle de Grossman dans laquelle les individus n'ajustent pas instantanément leur investissement afin d'atteindre leur niveau optimal de capital santé, qui est plutôt défini comme un niveau seuil au-dessus duquel les individus ne recourent pas aux soins. Ce serait le cas des travailleurs indépendants qui, en accord avec la littérature empirique, sous-consommeraient des soins en début d'activité professionnelle et observeraient un comportement de rattrapage à la retraite. Cette modalité de recours ponctuelle, et qui se réalise uniquement lorsque l'état de santé est suffisamment dégradé, est toutefois problématique. Elle justifie la mise en place de dispositifs visant à inciter les travailleurs à adopter une attitude plus préventive et prospective. Le travail d'Estelle Augé et Nicolas Sirven a pour objectif d'évaluer les effets de l'un de ces dispositifs.

L'article de Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard analyse les effets du développement de la connectivité à haut débit sur l'utilisation de moustiquaires, sur le recours aux soins prénataux et sur la vaccination des enfants au Sénégal. L'article s'inscrit dans la littérature consacrée aux déterminants des actions de prévention des maladies, dont le niveau est considéré comme étant trop faible dans les pays en développement. Dupas (2011) a, par exemple, mis en évidence le fait que le paludisme et la diarrhée, qui représentent une part substantielle de la mortalité infantile en Afrique, pourraient être efficacement évités grâce à l'utilisation de moustiquaires et à la chloration de l'eau potable. Hors du contexte particulier des pays en voie de développement, les littératures théorique et empirique en économie de la santé se sont croisées afin d'expliquer les décisions individuelles de prévention. L'aléa moral ex ante, qui désigne le recours plus faible à la prévention lorsque les conséquences financières d'un sinistre sont couvertes par un contrat d'assurance, a été identifié comme un candidat naturel pour expliquer l'investissement limité dans les actions de prévention des maladies (Arrow, 1963). En matière de santé, l'existence de cet aléa moral n'a toutefois pas été mis en évidence par la littérature empirique (Newhouse *et al.*, 1993). D'autres éléments ont été avancés pour expliquer le faible niveau de prévention contre les risques de santé. Du point de vue théorique, cette littérature prend sa source dans l'article d'Ehrlich et Becker (1972), qui a introduit la première formalisation des actions qui modifient les caractéristiques d'un sinistre via une réduction de sa probabilité (autoprotection ou, selon la terminologie plus couramment adoptée en économie de la santé, prévention primaire) et de sa gravité (autoassurance

ou prévention secondaire). L'analyse d'Ehrlich & Becker (1972), établie dans le cadre du modèle d'espérance d'utilité, part du principe que les individus sont rationnels. Or, la littérature empirique et expérimentale a largement montré que tel n'était pas le cas en général. Dans le contexte particulier de la prévention, Keeney (2008) a, par exemple, mis en évidence le fait que les décisions individuelles constituaient la cause principale de mortalité aux États-Unis. Partant de ce constat, des recherches théoriques récentes se sont intéressées à la façon dont différents éléments comportementaux seraient susceptibles d'améliorer la compréhension des décisions de prévention. En particulier, Baillon *et al.* (2020) montrent que la mauvaise perception de la probabilité des maladies pourrait, en minorant les bénéfices liés à la prévention, expliquer l'insuffisance de l'investissement dans cette activité. Dans la même ligne, cette insuffisance pourrait être expliquée par l'aversion à la perte (biais comportemental qui attribue plus d'importance à une perte qu'à un gain du même montant) qui amplifierait la perception du coût de l'effort de prévention (Bleichrodt, 2022). Enfin, les préférences temporelles sont également susceptibles d'influencer le recours aux actions de prévention, dont le coût est immédiat et le bénéfice est différé. Le lien entre les préférences temporelles, les informations relatives aux maladies et la prévention (via la décision de vaccination) est effectué par Nuscheler & Roeder (2016). S'appuyant sur un modèle théorique validé par une étude empirique, ces derniers montrent que l'effet de l'information sur la propension à se faire vacciner dépend du caractère rationnel ou non des préférences temporelles des individus et de la conscience qu'ils ont de leur irrationalité (c'est-à-dire, s'ils sont naïfs ou sophistiqués). En lien avec le travail de Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard proposé dans ce numéro, l'analyse de Nuscheler & Roeder (2016) montre que l'accès à l'information médicale peut ne pas s'avérer suffisant pour promouvoir les actions de prévention des maladies.

À l'intersection de la demande de soins évoquée dans les deux articles précédents et de l'offre de soins, la littérature consacrée aux soins informels fournis aux personnes dépendantes constitue une autre illustration de l'interaction entre les modèles théoriques et les études empiriques en économie de la santé. La contribution de Quitterie Roquebert souligne l'importance des relations intrafamiliales, qui est un aspect très spécifique de cette littérature. Les demandeurs et les offreurs de soins informels étant souvent les membres d'une même famille, les soins peuvent résulter d'une décision jointe visant à maximiser le bien-être de la famille, ou être la conséquence d'interactions stratégiques entre ses membres.

Plus spécifiquement, Quitterie Roquebert analyse l'effet des soins informels sur différents indicateurs de santé (état de dépression ou de lassitude, manque d'appétit et trouble du sommeil) de résidents de maisons de retraite. Afin de traiter le biais potentiel d'endogénéité entre les soins informels et l'état de santé, l'auteure utilise, comme variable instrumentale, le fait pour le bénéficiaire des soins informels d'avoir au moins une fille parmi ses enfants. Les études relatives à la dépendance ont en effet largement montré que les filles sont plus susceptibles que les garçons de dispenser des soins informels à leurs parents. La question des effets des relations intrafamiliales sur l'offre de soins informels revêt différents aspects dans la littérature économique consacrée à la dépendance. Ils concernent – outre l'effet des soins formels et/ou informels sur l'état de santé de la personne dépendante abordé par Quitterie Roquebert – la répartition de la quantité de soins formels et informels offerte, la pertinence d'un placement en maison de retraite ou du partage d'un logement entre la personne dépendante et l'aidant, les autres décisions financières conjointement déterminées avec celles relatives aux soins de longue durée, etc. Les contributions théoriques ayant abordé ces questions ont supposé soit qu'il n'y avait qu'un seul enfant dans la famille (Kotlikoff & Morris, 1990), soit qu'un seul enfant de la famille prenait les décisions relatives aux soins de longue durée (Sloan *et al.*, 1997), soit que la famille constituait une entité unique, tant du point de vue de son bien-être que de la prise de décision en son sein (Hoerger *et al.*, 1996). Des contextes plus réalistes ont ensuite été proposés, via des modèles de théorie des jeux qui supposent que la prise de décision résulte de l'interaction entre les enfants de la fratrie, afin d'analyser l'effet des soins formels et informels sur l'état de santé du parent dépendant (Byrne *et al.*, 2009) ou sur l'identité du membre de la fratrie qui dispense les soins informels (Engers & Stern, 2002). Un second aspect du lien entre les relations intrafamiliales et

de l'offre de soins informel est celui connu dans la littérature sous le nom d'aléa moral intrafamilial. Ce dernier se manifeste lorsque certains parents, préférant recevoir des soins informels plutôt que des soins formels ou un déménagement dans une maison de retraite influencent le comportement de leurs proches en ne souscrivant pas de contrat d'assurance dépendance (Pauly, 1990). Les travaux empiriques sur le sujet aboutissent à des conclusions relativement mitigées : Mommaerts (2024) montre en effet que la disponibilité d'aidants informels potentiels réduit bien la demande d'assurance dépendance, mais Coe *et al.* (2023) nuancent la dynamique de l'aléa moral intrafamilial dans la mesure où ils n'observent pas que les soins informels diminuent lorsque les personnes dépendantes sont assurées contre les conséquences financières des soins de longue durée. S'il est donc théoriquement un déterminant de la demande d'assurance dépendance et, indirectement, de l'offre de soins informels, l'existence de l'aléa moral intrafamilial doit cependant être plus formellement établi par la littérature empirique. Les conclusions empiriques de Quitterie Roquebert, qui mettent en évidence un effet limité des soins informels sur l'état de santé de la personne dépendante, pourraient être intégrées dans les modèles théoriques décrivant la façon dont les membres d'une fratrie interagissent afin de proposer une combinaison de soins formels et informels à leurs parents.

La théorie de l'agence, qui analyse les accords conclus entre un principal qui rémunère la réalisation d'une prestation et un agent qui la réalise, constitue la base théorique des travaux d'économie de la santé qui étudient les effets du financement des prestataires de soins. Plus précisément, les contributions relevant de cette catégorie s'intéressent à la propension des différentes structures de financement à inciter les prestataires à adopter des comportements considérés comme souhaitables (proposer des soins de qualité, minimiser les coûts, ne pas sélectionner les patients, etc.).

L'article de Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et Catherine Pollak, qui évalue les effets d'un dispositif de rémunération à la performance afin d'inciter les médecins libéraux et les hôpitaux à augmenter leurs prescriptions de biosimilaires délivrés en ville, contribue à cette littérature. Les travaux empiriques soulignent les effets relativement mitigés du paiement à la performance sur l'efficacité des soins (voir par exemple Maynard, 2011). Ce constat met en évidence l'importance du dialogue entre les contributions théoriques et empiriques en vue d'identifier la structure optimale des paiements à la performance. Ces derniers recouvrent en effet différents aspects. Le premier concerne la définition même de la performance et son observabilité, qui constitue la base contractuelle du dispositif. Cette question est particulièrement complexe en économie de la santé, la qualité des soins étant multidimensionnelle et souvent uniquement observable par le prestataire lui-même⁴. Le niveau et la structure du paiement (linéaire vs. non linéaire) constituent deux autres aspects du dispositif. Si la littérature théorique a par exemple montré qu'un paiement non linéaire était plus adapté en cas de forte hétérogénéité des patients (Baron & Meyerson, 1982), un paiement linéaire est toutefois plus simple à mettre en place en pratique (Chalkley *et al.*, 2020). De même, le compromis à trouver entre la mise en place d'un paiement additionnel si l'objectif est atteint ou d'une sanction financière s'il ne l'est pas est une autre question liée à la définition de la rémunération à la performance (Chalkley *et al.*, 2020). Enfin, la structure optimale du dispositif est à définir au regard des objectifs poursuivis, mais aussi de façon à éviter (ou au moins à minimiser) les différents effets non désirés mis en évidence par la littérature empirique. À cet égard, le dispositif de rémunération à la performance initié au Royaume-Uni par le National Health Service en 2004 pour le financement des soins primaires (*Quality and Outcomes Framework*) a été riche d'enseignements. Ainsi, dans le cadre du financement de la surveillance d'indicateurs d'hypertension et de diabète, Serumaga *et al.* (2011) ont montré que le dispositif rémunérait les prestataires pour des actions qu'ils auraient réalisées en son absence, et Gravelle *et al.* (2010) suggèrent l'existence de détournements des règles par les prestataires. Le paiement à la performance aurait d'autres effets non désirés : il inciterait notamment les prestataires à – lorsqu'ils en ont la possibilité – exclure certains patients du dispositif (Doran *et al.*, 2008) et à négliger les aspects de leur activité

4. Ce problème est toutefois relativement limité dans le contexte de la contribution de Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et Catherine Pollak compte tenu de l'objectif assigné aux prescripteurs.

qui ne sont pas directement rémunérés (Campbell *et al.*, 2009). En plus d'être pris en compte dans la conception de la rémunération à la performance des prestataires de soins, ces effets non désirés doivent être comparés aux effets bénéfiques sur la qualité des soins. Ces derniers sont attestés mais, comme le montre le travail de Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et Catherine Pollak qui confirme les conclusions de l'expérience britannique (Roland & Campbell, 2014), restent en dessous de ce qui est escompté par les autorités publiques.

Les trois autres articles de ce numéro spécial traitent de la question des inégalités de santé dans une acception large (l'équité du financement de soins dans la contribution de Florence Jusot et Adèle Lemoine et la répartition des médecins sur le territoire dans celle de Julien Silhol) ou en ciblant une population vulnérable (les personnes en situation de handicap pour Thomas Blavet). Si ces trois articles ne convoquent pas systématiquement un corpus théorique, les enseignements dispensés par l'analyse théorique sont précieux pour tenter de réduire les inégalités de santé, jugées injustes.

Il est, par exemple, bien établi qu'un des outils de lutte contre les inégalités d'accès à l'assurance maladie relève de l'obligation légale de se couvrir contre le risque de survenue de la maladie. Cette disposition légale prend racine dans les travaux théoriques menés par Rothschild et Stiglitz en 1976. Ces auteurs démontrent, en effet, qu'en situation d'asymétrie d'information, les personnes les plus à risques, id est caractérisées par les états de santé les plus dégradés, vont plus vraisemblablement souscrire un contrat d'assurance que les personnes en bonne santé. Cette situation va générer des primes de risque très élevées, obérant toute possibilité d'assurance pour les personnes les plus démunies. L'obligation de souscription à l'assurance maladie permet de mutualiser le risque en faisant reposer le financement sur une large assiette, initialement les cotisations sociales salariales et patronales désormais une combinaison de cotisations et impôt.

La contribution de Florence Jusot et Adèle Lemoine identifie des indices permettant de mesurer la propension des systèmes de santé à remplir des conditions considérées comme souhaitables, telles que l'équité dans l'utilisation des soins ou dans leur financement. Les travaux mesurant l'équité du financement de soins se basent sur une littérature théorique assez ancienne. Les principes qui s'en sont dégagés émanent d'un consensus parmi les autorités publiques et au sein de la population. Par exemple, les principes d'équité horizontale et verticale, mobilisés dans l'article de Florence Jusot et Adèle Lemoine, semblent largement acceptés et partagés, au moins dans les pays européens (Hurst, 1992 ; Wagstaff & Van Doorslaer, 1992), de sorte qu'ils ont été largement intégrés dans les travaux relatifs à l'équité des systèmes de santé. On les retrouve par exemple dans les contributions de Wagstaff *et al.* (1999) et de O'Donnell *et al.* (2008) qui décomposent l'effet redistributif du financement des systèmes de santé, respectivement de 12 pays de l'OCDE et de 13 pays asiatiques. À l'instar d'un grand nombre de travaux de cette littérature, Florence Jusot et Adèle Lemoine utilisent l'indice de Kakwani (1977) afin de déterminer la mesure dans laquelle les systèmes de santé répondent aux préoccupations d'équité verticale et horizontale. Cet indice a été, à la base, proposé afin de mesurer la progressivité des systèmes fiscaux, avant d'être exploité pour répondre à des questions spécifiquement posées par l'évaluation des systèmes de santé. O'Donnell *et al.* (2008) l'adapteront notamment pour mesurer la progressivité du financement des soins en comparant la courbe de Lorenz de la distribution du revenu et la courbe de concentration du paiement des soins. La technique sera ensuite utilisée pour mettre en évidence l'effet des différentes sources de financement des systèmes de santé et en particulier, comme proposé par Florence Jusot et Adèle Lemoine, l'effet des restes à charge sur le caractère progressif du système.

La contribution de Julien Silhol interroge une autre facette des inégalités d'accès aux soins, induite par la liberté d'installation des médecins. L'analyse théorique produit des connaissances permettant de souligner combien les défaillances de marché liées notamment à l'interdépendance de l'offre et de la demande et les écarts de démographie médicale peuvent altérer les conditions du marché des soins de ville (volume de soins potentiellement induit – Evans (1974) – du fait de la prééminence d'un système de

paiement à l'activité, dépassements d'honoraires en secteur 2, ajustement de la durée des consultations voire potentiellement de la qualité des soins). La lutte contre la sous-dotation en médecins dans certaines zones requiert alors une connaissance fine des préférences des médecins au moment de leur installation et de leur sensibilité aux incitations monétaires et non monétaires mobilisées par les pouvoirs publics. Parmi les structures d'accès aux soins primaires, les maisons de santé pluriprofessionnelles, installées principalement en zones sous-denses, semblent emporter une adhésion croissante parmi les jeunes médecins. Elles sont notamment caractérisées par des modalités de paiement mixte ; rémunérations à l'acte et à la capitation mais aussi paiement à la coordination pour promouvoir le travail en groupe. La littérature théorique souligne bien les avantages du paiement mixte à travers des canaux tels que les gains d'information, la réduction de comportements stratégiques (Lipman, 2000) ou le partage des risques (Robinson, 2001). Elle fournit, de surcroît, des arguments solides pour promouvoir le travail en équipe, par ailleurs plébiscité par les médecins, la complémentarité des tâches accroissant la productivité marginale (Lazear & Shaw, 2007) et renforçant les motivations intrinsèques. La promotion de ces dispositifs, en parallèle des enseignements de l'étude de Julien Silhol sur le rôle du lieu de naissance et du lieu d'internat, permettrait sans doute de mieux combattre les inégalités territoriales d'installation des médecins.

Enfin, étudier une situation spécifique telle que le handicap nourrit également la thématique des inégalités, par le biais de la mesure des besoins. Si l'optique retenue par Thomas Blavet vise avant tout à estimer le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France, cette problématique n'est pas si distanciée d'un cadre conceptuel et théorique qui serait très utilement mobilisable. Guidé par les données, Thomas Blavet adopte une définition pragmatique et usuelle du handicap à savoir les limitations d'activité survenues au cours des six derniers mois. Au-delà des besoins spécifiques induits par la survenue du handicap en termes de soins ou d'aides techniques, adopter une vision plus sociétale du handicap soulignant une altération des opportunités des chances voire des capacités (Sen, 1985) permettrait sans aucun doute de reconsidérer les aides publiques versées en compensation du dommage subi. À ce titre, la théorie produit un cadre d'analyse particulièrement opportun pour évaluer les discriminations que subissent les personnes en situation de handicap en milieu scolaire, sur le marché du travail ou dans les transports. Traditionnellement, deux grandes théories sont avancées : le *goût pour la discrimination* qui sous-tend une information parfaite (Becker, 1957) et la *discrimination statistique* (Arrow, 1972 ; Phelps, 1972). Dans le second cas, la discrimination statistique pourrait relever de simples croyances (Arrow) ou d'erreurs de mesure (Phelps), les deux conduisant à, par exemple, sous-employer les personnes en situation de handicap en raison d'une information biaisée sur leur productivité. Tenir compte explicitement de ces pertes de chances sur le marché du travail ou plus globalement des coûts indirects modifierait à l'évidence l'évaluation du coût supplémentaire associé au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages.

Synthèse des articles

Les trois premières contributions de ce numéro spécial sur la santé s'inscrivent dans une thématique sur les inégalités et la vulnérabilité.

La contribution de Julien Silhol, qui ouvre ce numéro spécial, étudie l'effet de la répartition des internes en médecine sur la répartition géographique des lieux d'installation. Elle s'intéresse aux médecins ayant réalisé leur internat entre 2004 et 2007. Durant cette période, le nombre d'internes en médecine générale a doublé sous l'effet conjugué de l'augmentation du *numerus clausus* et d'une modification de la répartition des étudiants entre spécialités en faveur de la médecine générale. Les données mobilisées appartiennent à différentes sources : les bases de l'Insee sur les médecins généralistes libéraux de 2016 à 2019 ayant réalisé leur internat entre 2004 et 2007, le Système national d'Identification et du Répertoire des Entreprises et de leurs Établissements (Sirene) et les arrêtés d'affectation en internat. Les résultats démontrent qu'en moyenne une hausse d'un point de pourcentage des internes dans une université est liée à une augmentation d'environ 0,4 point de pourcentage des généralistes libéraux de cette cohorte qui s'installent dans

la région de cette université. La répartition des postes d'internes apparaîtrait ainsi comme un levier de régulation de l'installation des médecins.

Thomas Blavet se penche sur l'adaptation de la mesure statistique du niveau de vie afin d'inclure les besoins accrus des foyers où réside une personne en situation de handicap. À l'aide de l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV), il applique cette méthodologie aux ménages ordinaires établis en France métropolitaine sur la période 2017-2019. L'auteur confronte les résultats obtenus pour deux indicateurs de niveau de vie : le sentiment de confort financier et le nombre de privations matérielles. Le handicap est défini à partir de l'indicateur GALI (*Global Activity Limitation Indicator*). Les estimations révèlent un surcoût lié au handicap dépassant les 30 % du revenu disponible, indépendamment de l'indicateur de niveau de vie considéré. En tenant compte de ce surcoût, il apparaît que quatre foyers sur dix où réside une personne en situation de handicap se trouvent en situation de pauvreté monétaire.

Le dernier article de cette section est proposé par Florence Jusot et Adèle Lemoine. Les auteures évaluent la contribution du reste à charge final à l'équité verticale et horizontale dans le financement des soins chez les individus âgés d'au moins 50 ans en Europe en utilisant les données de l'enquête SHARE (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*). Le reste à charge final est analysé pour les consultations chez le médecin, les soins hospitaliers et les soins dentaires. Les résultats indiquent une moindre équité dans le financement des soins dans les systèmes d'assurance privée malgré la présence de mécanismes redistributifs. Les systèmes universels semblent mieux respecter ce principe pour les soins ambulatoires que pour les hospitalisations, soulignant ainsi la nécessité d'adapter ces systèmes à leur privatisation progressive en mettant en place des dispositifs d'exonération pour les personnes à faibles revenus. Par ailleurs, bien que les systèmes universels semblent plus efficaces pour les consultations médicales et les hospitalisations, une attention particulière devrait être accordée à l'amélioration de la couverture des soins dentaires, qui demeurent souvent insuffisamment pris en charge dans tous les systèmes de santé.

Deux autres articles s'attachent ensuite à analyser des changements de comportement de consommation de soins et de prévention dans deux contextes extrêmement différents : un programme d'accompagnement des indépendants en France et les effets du haut débit sur les comportements de prévention en santé observés au Sénégal.

L'objet de l'étude d'Estelle Augé et Nicolas Sirven est d'évaluer l'effet causal du Programme d'actions pour une retraite indépendante (PARI) sur la consommation de soins des travailleurs indépendants seniors en recourant à une méthode de double différence. Le PARI, instauré en 2015 par le Régime social des indépendants, ambitionne de promouvoir une approche globale, proactive et ciblée, visant à encourager l'accès aux diverses aides sociales pour les artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans, dans une perspective de prévention de la perte d'autonomie. L'identification de l'effet repose sur la mise en place du programme PARI dans les régions volontaires. Les résultats révèlent que le programme tend à réduire les comportements de recours ponctuels aux soins en faveur d'une relation plus régulière avec le système de santé.

En s'appuyant sur des données d'enquêtes démographiques et sanitaires, combinées à la base de données Afterfibre, et en utilisant une méthodologie de différence de différences, Pauline Kergall et Jean-Baptiste Guiffard s'intéressent à l'effet de l'arrivée d'Internet à haut débit sur les comportements de santé préventifs au Sénégal. L'installation des câbles sous-marins en fibre optique en 2010 a en effet introduit une connectivité à large bande au Sénégal, permettant notamment l'accès à des informations médicales en ligne. Les résultats démontrent que l'accès au haut débit est positivement corrélé à l'utilisation de moustiquaires, avec cependant des résultats mitigés en ce qui concerne l'accès aux soins prénatals et à la vaccination des enfants. Si les effets positifs de l'accès à Internet étaient avérés, l'expansion de la connectivité à haut débit pourrait alors revêtir une importance capitale pour l'amélioration de la santé.

La dernière section réunit deux contributions dédiées à des structures d'accueil de personnes en situation de perte d'autonomie (les EHPAD) et plus généralement de patients

(les hôpitaux). Quitterie Roquebert estime l'effet causal des soins informels dispensés par les enfants sur la santé des résidents en EHPAD. Elle tire parti de l'enquête transversale française Care-Institutions (2016), qui fournit un échantillon représentatif d'environ 2 400 résidents âgés de 60 ans et plus, ayant des enfants. La santé est évaluée à l'aune de la dépression, des troubles du sommeil, de la diminution de l'appétit et des sentiments de fatigue. Pour corriger l'endogénéité des soins informels, l'auteure met en œuvre une stratégie d'instrumentation où l'aide familiale est instrumentée par la composition en genre de la fratrie. Il s'avère que les soins informels ont dans l'ensemble peu d'impact sur la santé, et ce constat vaut indépendamment du genre et du niveau de formation.

Enfin, l'article de Vincent Attia, Mathilde Gaini, Edouard Maugendre et Catherine Pollak procède à l'évaluation de l'effet d'un système d'incitation visant à promouvoir la prescription hospitalière de médicaments biosimilaires délivrés en ville. Ce système combine un partage des bénéfices entre les hôpitaux et l'Assurance maladie avec un remboursement direct de l'incitation aux services de prescription. Une méthode d'analyse par différence de différences, utilisant les données du Système National des Données de Santé (SNDS), permet de comparer la proportion de biosimilaires prescrits par les hôpitaux publics bénéficiaires de l'incitation à celle observée dans des établissements similaires non bénéficiaires. Entre 2018 et 2021, cette expérience a entraîné une augmentation significative de la part de biosimilaires, avec une hausse respective de 6,0 et de 10,8 points de pourcentage pour les prescriptions d'insuline glargine et d'étanercept. Du point de vue de l'efficacité, cette mesure a permis de réaliser des économies, estimées à 0,5 % des dépenses pour l'insuline glargine et à 0,1 % pour l'étanercept. Ainsi, bien que le dispositif ait conduit à une augmentation notable de la prescription de biosimilaires, les économies pour l'Assurance maladie demeurent modérées, en partie en raison de l'évolution rapide du prix des médicaments. □

BIBLIOGRAPHIE

- Arnaud, F. & Lefebvre, G. (2023).** Les dépenses de santé en 2022 – Édition 2023. DREES, *Résultats des comptes de la santé*.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-communique-de-presse-documents-de-referance/panoramas-de-la-drees/les-depenses-de>
- Arrow, K. (1963).** Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *The American Economic Review*, 53(5), 941–973. <https://assets.aeaweb.org/asset-server/files/9442.pdf>
- Arrow, K. (1972).** Models of Job Discrimination. In: Pascal, A. (dir.), *Racial Discrimination in Economic Life*, pp. 83–102. Lexington Book.
- 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.
<https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.524d.2043>
- Baillon, A., Bleichrodt, H., Emirmahmutoglu, A., Jaspersen, J. G. & Peter, R. (2020).** When Risk Perception Gets in the Way: Probability Weighting and Underprevention. *Operations Research*, 70(3), 1371–1392. <https://doi.org/10.1287/opre.2019.1910>
- Barnay, T. & Jusot, F. (2018).** Travail et santé. In: Les presses de Sciences Po, coll. *Sécuriser l'emploi*, pp. 116. <https://doi.org/10.3917/scpo.barna.2018.01>
- Barnay, T., Franc, C. & Jusot, F. (2015).** Introduction générale - La santé et les soins : prise en charge, déterminants sociaux, conséquences professionnelles. *Economie et Statistique*, 475-476, 17–29. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10524>
- Baron, D. P. & Myerson, R. B. (1982).** Regulating a Monopolist with Unknown Costs. *Econometrica*, 50(4), 911–930. <https://doi.org/10.2307/1912769>
- Becker, G. S. (1964).** *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Third Edition. Chicago: The University of Chicago Press.

- Becker, G. S. (1957).** *The Economics of Discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Bleichrodt, H. (2022).** The Prevention Puzzle. *The Geneva Risk and Insurance Review*, 47(2), 277–297. <https://doi.org/10.1057/s10713-022-00079-6>
- Byrne, D., Goeree, M. S., Hiedemann, B. & Stern, S. (2009).** Formal home health care, informal care, and family decision making. *International Economic Review*, 50(4), 1205–1242. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2354.2009.00566.x>
- Campbell, S., Reeves, D., Kontopantelis, E., Sibbald, B. & Roland, M. (2009).** Effects of Pay for Performance on the Quality of Primary Care in England. *The New England Journal of Medicine*, 361(4), 368–378. <https://doi.org/10.1056/nejmsa0807651>
- Chalkley, M., Mirelman, A., Siciliani, L. & Suhrcke, M. (2020).** Paying for Performance for Health Care in Low- and Middle-Income Countries: An Economic Perspective. *World Scientific Series in Global Healthcare Economics and Public Policy*, 157–190. https://doi.org/10.1142/9789813272378_0006
- Coe, N. B., Goda, G. S. & Van Houtven, C. H. (2023).** Family Spillovers of Long-Term Care Insurance. *Journal of Health Economics*, 90. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2023.102781>
- Doran, T., Fullwood, C., Reeves, D., Gravelle, H. & Roland, M. (2008).** Exclusion of Patients from Pay-for-Performance Targets by English Physicians. *The New England Journal of Medicine*, 359(3), 274–284. <https://doi.org/10.1056/nejmsa0800310>
- Dupas, P. (2011).** Health Behavior in Developing Countries. *Annual Review of Economics*, 3(1), 425–449. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-111809-125029>
- Ehrlich, I. & Becker, G. S. (1972).** Market Insurance, Self-Insurance, and Self-Protection. *Journal of Political Economy*, 80(4), 623–648. <https://doi.org/10.1086/259916>
- Engers, M. & Stern, S. (2002).** Long-Term Care and Family Bargaining. *International Economic Review*, 43(1), 73–114. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00004>
- Evans, R. G. (1974).** Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications. In: Perlman, M. (dir.), *The Economics of Health and Medical Care: Proceedings of a Conference held by the International Economic Association at Tokyo*, pp. 162–173. London: Palgrave Macmillan UK.
- France Stratégie & Dares (2022).** Les métiers en 2030. Rapport du Groupe prospective des métiers et qualifications, mars. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/4f14abe57cd069624a02f1a1790d9f22/Les%20m%C3%A9tiers%20en%202030%20-%20Le%20rapport.pdf>
- Franc, C. (2021).** Introduction to the Thematic Section on Health Economics. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 524-525, 5–9. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.524d.2041>
- Galama, T. J. & Kapteyn, A. (2011).** Grossman’s missing health threshold. *Journal of Health Economics*, 30(5), 1044–1056. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.06.004>
- Gravelle, H., Sutton, M. & Ma, A. (2010).** Doctor Behaviour under a Pay for Performance Contract: Treating, Cheating and Case Finding? *The Economic Journal*, 120(542), F129–F156. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02340.x>
- Grossman, M. (1972).** On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Hoerger, T. J., Picone, G. & Sloan, F. A. (1996).** Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements of the Elderly. *The Review of Economics and Statistics*, 78(3), 428–440. <https://doi.org/10.2307/2109790>
- Hurst, J. (1992).** *The reform of health care: A comparative analysis of seven OECD countries*. Paris: Organisation de Coopération et de Développement Économiques.
- Kakwani, N. (1977).** Measurement of tax progressivity: An international comparison. *The Economic Journal*, 87(345), 71–80. <https://www.jstor.org/stable/2231833>
- Kakwani, N. (1984).** On the measurement of tax progressivity and redistributive effect of taxes with applications to horizontal and vertical equity. *Advances in Econometrics*, 3, 149–168.
- Keeney, R. L. (2008).** Personal Decisions Are the Leading Cause of Death. *Operations Research*, 56(6), 1335–1347. <https://doi.org/10.1287/opre.1080.0588>
- Kotlikoff, L. & Morris, J. (1990).** Why Don’t the Elderly Live with Their Children? a New Look. In: *Issues in the Economics of Aging*. D. A. Wise. Chicago: The University of Chicago Press.
- Lazear, E. P. & Shaw, K. L. (2007).** Personnel Economics: The Economist’s View of Human Resources. *Journal of Economic Perspectives*, 21(4), 91–114. <https://doi.org/10.1257/jep.21.4.91>

- Legendre, B. (2021).** Les trois quarts des personnes les plus éloignées des professionnels de premier recours vivent dans des territoires ruraux. DREES, *Études et Résultats* N° 1206. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-trois-quarts-des-personnes-les-plus-eloignees-des>
- Lipman, T. (2000).** The future general practitioner: out of date and running out of time. *British Journal of General Practice*, 50(458), 743–746. <https://bjgp.org/content/bjgp/50/458/743.full.pdf>
- Maynard, A. (2011).** The powers and pitfalls of payment for performance. *Health Economics*, 21(1), 3–12. <https://doi.org/10.1002/hec.1810>
- Mommaerts, M. (2024).** Long-Term Care Insurance and the Family. *Journal of Political Economy*, à paraître.
- Mushkin, S. J. (1962).** Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 129–157. <https://doi.org/10.1086/258730>
- Newhouse, J. P. (1996).** Reimbursing Health Plans and Health Providers: Efficiency in Production versus Selection. *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1236–1263. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:aea:jeclit:v:34:y:1996:i:3:p:1236-1263>
- Newhouse, J. P. & the Insurance Experiment Group (1993).** *Free for all? Lessons from the Rand health insurance experiment*. Cambridge: Harvard University Press.
- Nuscheler, R. & Roeder, K. (2015).** To Vaccinate or to Procrastinate? That is the Prevention Question. *Health Economics*, 25(12), 1560–1581. <https://doi.org/10.1002/hec.3268>
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Rannan-Eliya, R. P., Somanathan, A., Adhikari, S. R., Akkazieva, B., Harbianto, D., Garg, C., ..., Zhao, Y. (2008).** Who pays for health care in Asia? *Journal of Health Economics*, 27(2), 460–475. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.08.005>
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. & Lindelöw, M. (2007).** *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and their Implementation*. World Bank Publications. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6933-3>
- Pauly, M. V. (1990).** The Rational Nonpurchase of Long-Term-Care Insurance. *Journal of Political Economy*, 98(1), 153–168. <https://doi.org/10.1086/261673>
- Pauly, M. V. (1968).** The Economics of Moral Hazard: Comment. *The American Economic Review*, 58(3), 531–537. <https://www.jstor.org/stable/1813785>
- Phelps, E. S. (1972).** The Statistical Theory of Racism and Sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659–661. https://www.econ.iastate.edu/classes/econ321/Orazem/Phelps_stat-discrimination.pdf
- Robinson, J. C. (2001).** Theory and Practice in the Design of Physician Payment Incentives. *The Milbank Quarterly*, 79(2), 149–177. <https://doi.org/10.1111/1468-0009.00202>
- Roland, M. & Campbell, S. (2014).** Successes and Failures of Pay for Performance in the United Kingdom. *The New England Journal of Medicine*, 370(20), 1944–1949. <https://doi.org/10.1056/nejmhpr1316051>
- Rothschild, M. & Stiglitz, J. (1976).** An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, 90, 629–649. <https://doi.org/10.2307/1885326>
- Sen, A. (1985).** *Commodities and Capabilities*. Amsterdam: North-Holland.
- Serumaga, B., Ross-Degnan, D., Avery, A. J., Elliott, R. A., Majumdar, S. R., Zhang, F., & Soumerai, S. B. (2011).** Effect of pay for performance on the management and outcomes of hypertension in the United Kingdom: Interrupted time series study. *The BMJ*, 342, d108. <https://doi.org/10.1136/bmj.d108>
- Sloan, F. A., Picone, G. & Hoerger, T. J. (1997).** The Supply of children's time to disabled elderly parents. *Economic Inquiry*, 35(2), 295–308. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb01911.x>
- Solow, R. M. (1956).** A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–95. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Wagstaff, A. (1986).** The demand for health: Some new empirical evidence. *Journal of Health Economics*, 5(3), 195–233. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(86\)90015-9](https://doi.org/10.1016/0167-6296(86)90015-9)
- Wagstaff, A. & Van Doorslaer, E. (1992).** Equity in the finance of health care: Some international comparisons. *Journal of Health Economics*, 11(4), 361–387. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(92\)90012-p](https://doi.org/10.1016/0167-6296(92)90012-p)
- Wagstaff, A. (1993).** The demand for health: An empirical reformulation of the Grossman model. *Health Economics*, 2(2), 189–198. <https://doi.org/10.1002/hec.4730020211>

Wagstaff, A., Van Doorslaer, E., Van Der Burg, H., Calonge, S., Christiansen, T., Citoni, G., Gerdtham, U. G., ... & Schellhorn, M., Sundberg, G., Winkelhake, O. (1999). Redistributive effect, progressivity and differential tax treatment: Personal income taxes in twelve OECD countries. *Journal of Public Economics*, 72(1), 73–98. [https://doi.org/10.1016/s0047-2727\(98\)00085-1](https://doi.org/10.1016/s0047-2727(98)00085-1)

La répartition géographique des internes en médecine générale : un outil de régulation des lieux d'installation ?

Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement?

Julien Silhol*

Résumé – Depuis 2004, les internes en médecine générale sont répartis entre les universités à l'issue du concours de l'internat à partir de leurs vœux, du classement au concours et du nombre de postes ouverts dans chaque université. L'importante réallocation des postes d'internes intervenue entre 2004 et 2007 est mobilisée comme une expérience naturelle, afin d'évaluer l'effet de la répartition des internes sur la répartition géographique des installations. Nous estimons qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la part des internes affectés à une université est associée, en moyenne, à une augmentation de 0,4 point de pourcentage de la part de généralistes libéraux issus de ces promotions installés douze ans plus tard dans la zone de l'université. L'étude montre que le lieu de naissance constitue aussi un déterminant important du lieu d'installation. Recruter des étudiants en médecine dans les « déserts médicaux » pourrait donc constituer un outil de régulation des lieux d'installation.

Abstract – Since 2004, interns in general practice have been distributed among universities following the internship competition based on their wishes, the ranking in the competition, and the number of available positions at each university. The significant reallocation of intern posts which took place between 2004 and 2007 is used as a natural experiment to assess the effect of distribution of interns on geographical distribution of settlement. We estimate that an increase of one percentage point in the proportion of interns placed at a university is associated, on average, with an increase of 0.4 percentage points in the proportion of general practitioners in private practice resulting from these cohorts having settled in the university zone twelve years later. The study shows that place of birth is also a significant decisive factor in relation to place of settlement. Recruiting medicine students in “medical deserts” could therefore be a tool for regulating place of settlement.

JEL : J18, J48, J61

Mots-clés : médecins généralistes, déserts médicaux, répartition, régulation, mobilité
Keywords: general practitioners, medical deserts, distribution, regulation, mobility

* Insee – Amse. Correspondance : julien.silhol@insee.fr

Je remercie Alain Paraponaris et Bruno Ventelou, Dominique Goux et Thomas Barnay, ainsi que Guillaume Chevillard, Véronique Lucas-Gabrielli et Julien Mousquès. Ce travail de recherche a bénéficié d'un financement de l'Institut pour la Recherche en Santé Publique n° IReSP-LIAAP18-HSR-008.

Reçu en mars 2023, accepté en février 2024.

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: Silhol, J. (2024). Geographical Distribution of Interns in General Practice: A Tool for Regulating Place of Settlement? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 17–36. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2109

Depuis le tournant des années 2000, la question de l'accessibilité aux soins prend une place croissante dans le débat public. Il apparaît effectivement des zones vastes, en expansion, dans lesquelles les médecins sont notoirement moins nombreux au regard de la population que dans le reste du territoire (Vergier & Chaput, 2017). Le vieillissement de la population, la diminution du ratio médecins/habitants et surtout la forte diminution de l'offre de travail moyenne des médecins devraient accroître ces déséquilibres (Bachelet & Anguis, 2017).

Cet article est centré sur les médecins généralistes libéraux, qui réalisent 95 % des actes de médecine générale¹. En plus de leur propre offre de soins – soins de premiers recours, suivi des maladies chroniques, prévention, etc. –, ils ont un rôle d'aiguilleur des patients dans l'ensemble du système de santé. Ils sont à ces titres un facteur essentiel de l'efficacité des offres médicales et paramédicales (Ferrer *et al.*, 2005).

Les médecins libéraux choisissent librement leur lieu d'exercice. Le décideur public dispose donc de peu de leviers pour réguler la répartition des installations. Il agit cependant en amont, en répartissant les postes d'internes entre les universités. Beaucoup d'étudiants en médecine sont ainsi contraints à une mobilité géographique au moment où ils deviennent internes. Cette répartition a un effet important à court terme : en tant que médecins juniors, les internes contribuent au fonctionnement des hôpitaux et des cabinets du territoire dans lequel ils sont affectés. Davantage d'internes orientés vers une université se traduit donc par une offre de soins accrue dans les hôpitaux et cabinets des environs.

Mais cette répartition pourrait aussi avoir un effet de long terme. Le système d'affectation conduit des internes à travailler dans des territoires vers lesquels ils ne souhaitaient initialement pas se diriger. En y terminant leurs études, certains parmi eux pourraient finalement décider de s'y installer. L'exposition au territoire d'affectation est en effet longue et intense à un moment clé de la vie du médecin. En général âgés de 25 à 30 ans, les internes le parcourent de stages en stages pendant au moins trois années avec un rythme de travail qui ne leur permet pas de retourner tous les week-ends dans leur région d'origine. Ils perçoivent leurs premiers salaires, constituent leur premier réseau professionnel et sont susceptibles de nouer des liens affectifs. L'expérience de l'internat est donc susceptible de modifier la perception qu'ils avaient du territoire avant d'y être affectés. Ainsi, la répartition des postes d'internes apparaît comme un outil

potentiel de régulation géographique des futures installations.

Cet article documente l'efficacité de cet outil. Nous allons pour cela suivre les trajectoires géographiques des promotions 2004 à 2007 d'internes en médecine générale. Durant cette période, une importante réallocation des postes d'internes a été faite. En comparaison de 2004, ils sont en 2007 moins fréquemment attribués aux universités des plus grandes aires urbaines (Paris, Lyon, Marseille, Toulouse, etc.), au profit de celles situées dans les aires urbaines de taille moins importante (Angers, Clermont-Ferrand, Saint-Étienne, Dijon, etc.). Cette réallocation peut être vue comme une expérience naturelle dans la mesure où, en amont, les répartitions des places d'admis en deuxième année d'études de médecine de ces promotions étaient restées inchangées. Elle permet d'identifier l'effet de la répartition des internes sur la répartition des lieux d'exercice.

Les données utilisées contiennent les communes de naissance des médecins. Nous les utilisons comme proxy du lieu où le médecin a grandi, qui est connu pour être un déterminant majeur du lieu d'installation. Une fois les lieux de naissance pris en compte, nous trouvons qu'en augmentant d'un point de pourcentage la part d'internes d'une promotion affectés à une université, la part de médecins généralistes libéraux de cette promotion qui s'installent dans la zone de l'université augmente d'environ 0,4 point de pourcentage. Nous trouvons aussi que la répartition des naissances a un effet de même ordre de grandeur sur la répartition des installations.

Cet article ne porte pas exactement sur les déterminants d'une installation dans les « déserts médicaux ». En effet, même si un « désert médical » ne correspond pas à une catégorie statistique officielle (Vergier & Chaput, 2017), l'expression renvoie à l'idée d'un territoire dans lequel l'accessibilité aux soins est difficile en tout point. Or, nous travaillons ici sur une partition du territoire national en 28 zones, chaque commune étant associée à l'université accueillant des internes la plus proche (figure I). Ces zones ont des surfaces très importantes (plus de trois départements en moyenne) et contiennent donc des espaces dans lesquels les niveaux d'accessibilité à des médecins sont hétérogènes. Cependant, le ratio moyen généralistes/population est aussi très variable d'une zone à l'autre :

1. Source : Système National de Données de Santé (SNDS) via l'application <https://cartosante.atlasante.fr>, qui est une contribution du réseau des Agences Régionales de Santé (ARS).

en 2020, il s'élève à 10,7 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants dans les zones des universités de Marseille et Nice, mais il est inférieur à 7,8 dans celles des universités de Reims, Rouen et Tours. Une meilleure répartition des installations entre ces zones participerait donc à un meilleur équilibre géographique de l'offre de soins. Par ailleurs, l'effet du lieu de naissance sur le lieu d'installation, mis en évidence dans cet article, est certainement pour partie extrapolable à des mailles géographiques plus fines.

L'article est organisé comme suit. La section 1 propose une revue de la littérature dévolue aux déterminants des lieux d'installation des médecins. Des éléments de contexte sont donnés dans la section 2. La section 3 est consacrée à la présentation des données. Dans la section 4, nous mobilisons les variations dans la répartition des internes en médecine générale entre 2004 et 2007 pour identifier l'effet du lieu d'internat sur le lieu d'installation. Enfin dans la section 5, nous adaptons un modèle de concurrence pour proposer des simulations contrefactuelles : nous nous demandons comment se seraient réparties les installations (i) si la répartition des internes en 2004 avait été conservée les années ultérieures ou encore (ii) si une politique de recrutement des étudiants en médecine spécifiquement dans certaines zones avait été menée.

1. Revue de la littérature

Les inégalités territoriales d'accès aux soins ne sont pas propres à la France. Dans de nombreux

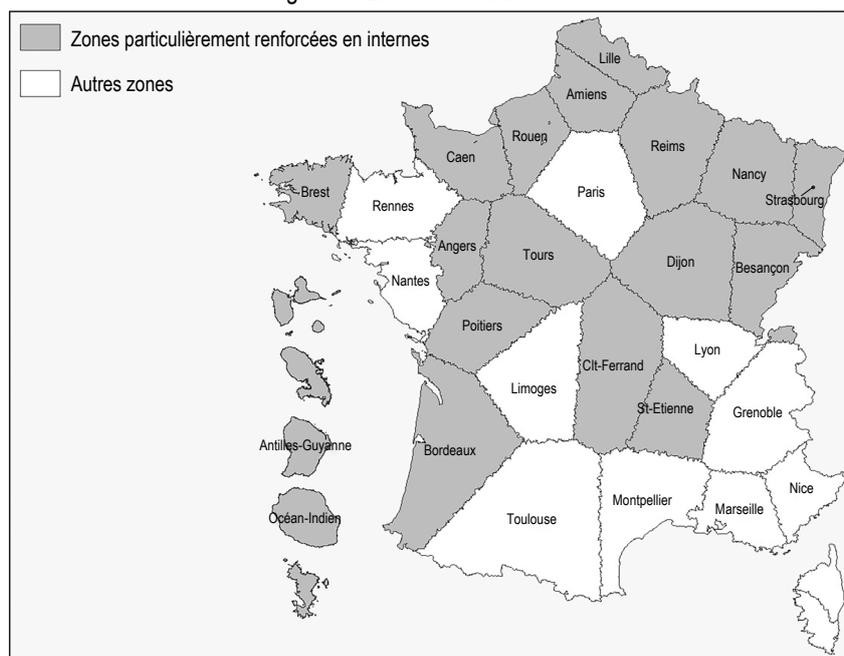
pays, des espaces ruraux et des zones urbaines défavorisées notamment peuvent être moins bien dotées en médecins. Aussi, une littérature importante s'attache à cerner les déterminants d'une installation dans ces types d'espaces. Mieux connaître ces déterminants aide à l'élaboration de politiques publiques de régulation géographique des installations plus efficaces. On peut scinder cette littérature en deux catégories d'études². La première s'intéresse aux trajectoires géographiques des médecins. La seconde aux effets des incitations financières.

Trajectoires géographiques

Une première catégorie d'études se focalise sur les origines géographiques des médecins. Le principal déterminant identifié d'une installation en zone sous-dense en médecins est en effet le fait d'y avoir grandi et dans une moindre mesure d'y avoir étudié. Asghari *et al.* (2020) proposent une méta-analyse sur ce sujet. Pour remédier à la pénurie de médecins en milieux ruraux, les auteurs préconisent une continuité entre lieux de recrutements des étudiants en médecine, lieux d'études et lieux bénéficiant d'incitations à l'installation. L'expression *rural pipeline* que l'on pourrait traduire par *filière rurale* a ainsi émergé

2. Quelques études mettent en avant d'autres déterminants locaux ou individuels des lieux d'installation. Par exemple, Chevillard & Mousquès (2020) montrent que les maisons de santé pluriprofessionnelles ont un pouvoir d'attraction sur les médecins. Nous ne mentionnons pas ce type d'études ici parce que les lieux d'installation observés dans la présente étude sont vastes (cf. figure 1) et contiennent donc des espaces dans lesquels ces déterminants sont présents de manière très hétérogène. De plus, le jeu de données mobilisé contient très peu de caractéristiques individuelles.

Figure 1 – Zones des universités



Note : chaque commune est rattachée à la plus proche université accueillant des internes en médecine générale.

pour caractériser cette continuité géographique, qui apparaît comme un invariant. Ce terme peut aussi qualifier les programmes visant à recruter des étudiants en médecine en milieu rural et/ou à y promouvoir des stages afin d'augmenter les installations dans ce type de territoires (Witter *et al.*, 2020). Les territoires ruraux ne sont cependant pas exactement superposables avec les territoires sous-denses en médecins. Aux États-Unis et au Canada, des études s'attachent aussi à trouver les déterminants d'une installation dans les territoires urbains défavorisés où se concentrent certaines communautés ethniques (en particulier les communautés noires, hispaniques, ou amérindiennes). En cohérence avec le concept de *rural pipeline*, ces études montrent que le fait d'être originaire de chacun de ces types de territoires accroît significativement la probabilité de s'y installer (Goodfellow *et al.*, 2016).

Les liens entre lieux d'études et lieux d'installation sont plus discutés. Sur des données françaises, Vilain & Niel (1999) puis Delattre & Samson (2012) trouvent que les trois quarts des médecins sont installés dans la région où ils ont soutenu leur thèse. Mais cette proportion élevée pourrait en réalité être liée à un effet *rural pipeline*, puisque la plupart des médecins effectuent leurs études dans la région où ils ont grandi. Les recherches visant à désintriquer l'effet du lieu où a grandi un médecin de celui du lieu de sa formation, en tant que déterminants de son lieu d'installation, sont moins nombreuses. Xu *et al.* (1997), à partir d'un échantillon d'un peu plus de 2 000 médecins dont le lieu d'installation est observé dix années après la fin de leurs études, montrent que l'exercice dans une zone rurale est associé au fait d'y avoir grandi, mais pas au fait d'y avoir suivi une partie de sa formation. Le même type de résultat est retrouvé dans Easterbrook (1999). Cependant, l'effet du lieu des études sur le lieu d'installation, net du lieu où le médecin a grandi, reste discuté : il est fortement suspecté de dépendre de la « durée de l'exposition » au territoire concerné (Denz-Penhey *et al.*, 2005) et du moment où cette « période d'acculturation » est faite (Wilkinson *et al.*, 2003). Le présent article s'inscrit dans ces problématiques.

Incitations financières

La seconde catégorie d'études propose des évaluations des effets des incitations financières visant à réguler les lieux d'installation. Cet instrument classique de politique publique consiste en des primes ou des augmentations tarifaires pour les médecins exerçant en zones sous-denses, ou bien prend la forme d'un financement des années d'études contre un

engagement des étudiants qui en bénéficient à exercer dans certains territoires, pendant une durée déterminée, une fois diplômés. Ces deux types d'incitations financières ont cours en France (encadré).

Les évaluations des effets des primes et des augmentations tarifaires sur l'installation dans certains territoires sont peu nombreuses, mais convergentes : les effets sont en général évalués comme assez faibles. Au demeurant, il est constaté que dans les pays qui y ont eu recours précocement (dans les années 1970 et 1980 au Canada et aux États-Unis), les déséquilibres demeurent. Elles n'ont donc pas suffi à attirer un nombre suffisant de médecins. Les travaux d'économie expérimentale menés pour documenter les choix des médecins apportent un éclairage sur cette faible sensibilité des médecins à ce type de dispositif. On trouve dans Polton *et al.* (2021) une revue de neuf études analysant des préférences exprimées par les médecins : le niveau de revenus n'apparaît pas comme un déterminant important lorsque les médecins doivent choisir entre divers scénarios. Sur des données françaises, Delattre & Samson (2012) montrent d'ailleurs que pour infléchir les préférences des médecins jusqu'à modifier leur répartition inter-régionale, les montants des primes devraient être très élevés. De fait, un rapport de la Cour des comptes (Cour des comptes, 2014) note que l'option conventionnelle – un dispositif qui majore de 20 % le tarif des consultations des médecins exerçant dans certains territoires soit en moyenne environ 25 000 € par médecin – n'a abouti, durant la période 2007-2010 qu'à l'arrivée de 60 nouveaux médecins généralistes libéraux, dont certains auraient peut-être choisi ces territoires sans cette intervention. Les zones ciblées étaient pourtant assez vastes (4 500 communes regroupant 2,6 millions d'habitants). Notons aussi que ces incitations financières pourraient avoir des effets contre-productifs. En effet, beaucoup de médecins semblent ajuster leur temps de travail aux revenus qu'ils visent (Rizzo & Blumenthal, 1996 ; Chanel *et al.*, 2017). En assurant une part de leurs revenus aux médecins qui en bénéficient, les incitations financières pourraient ainsi conduire à une diminution du nombre des consultations offertes.

Les études traitant des effets des aides financières aux étudiants en échange d'une période d'exercice en zone sous-dense en médecins sont plus nombreuses. La synthèse de 43 articles proposée par Bärnighausen & Bloom (2009) fait apparaître d'abord que seulement les sept dixièmes des étudiants faisant partie de ces programmes

ENCADRÉ – Politiques de régulation des installations de médecins en France

La liberté d'installation, c'est-à-dire la possibilité de choisir librement son lieu d'exercice figure dans la charte de 1927 écrite par les syndicats de médecins pour poser les principes de la médecine libérale. Cette liberté n'a ensuite jamais été remise en question, ni lors de la création de la sécurité sociale en 1945, ni lors des conventions médicales successives qui définissent les rapports entre les organismes d'assurance maladie et les représentants des médecins.

Jusqu'au milieu des années 2000, la politique de régulation des installations ne repose que sur un seul levier : la fixation du nombre total d'étudiants admis à poursuivre des études de médecine au-delà de la première année. Ce nombre, le *numerus clausus*, est donné chaque année dans un arrêté ministériel qui contient aussi sa déclinaison pour chaque université. Cependant, la répartition des admis en deuxième année entre universités est quasiment stable dans le temps (voir annexe 1) et ne constitue donc pas un outil de régulation géographique des futures installations.

L'évolution du *numerus clausus* suit une courbe en U. Fixé à 8 588 en 1972, le *numerus clausus* a d'abord une tendance à la baisse jusqu'en 1993 (3 500) puis croît jusqu'en 2020 (9 361 étudiants). Il est mis fin au *numerus clausus* à partir de 2021.

En 2004, la médecine générale devient une spécialité médicale. Auparavant, les étudiants s'y destinant pouvaient effectuer l'intégralité de leurs études dans la même université. À partir de 2004, tous les étudiants de 5^e année passent les Épreuves Classantes Nationales (ECN). À l'issue de ces épreuves ils sont affectés à une université pour effectuer leur troisième cycle d'étude, l'internat. L'affectation est faite à partir de leurs souhaits, de leur rang de classement aux ECN et du nombre de postes d'internes ouverts. En ouvrant et fermant des postes d'internes dans les universités, le décideur public pilote cette répartition. L'objectif de la présente étude est de mesurer l'effet de cette répartition des internes entre universités sur la répartition géographique des installations.

La loi du 13 août 2004 modifie le code de la sécurité sociale notamment en élargissant le champ des négociations lors des conventions médicales. Elle ouvre en particulier la possibilité d'introduire des incitations financières à l'installation dans les zones où les médecins sont considérés comme trop peu nombreux.

La convention médicale de 2005, signée en 2007, prévoit ainsi une majoration allant jusqu'à 20 % des honoraires des médecins exerçant dans ces types de zone, définies par les Missions Régionales de Santé. Mais cet outil constituait un effet d'aubaine puisque les médecins déjà installés dans ces zones bénéficiaient de ces majorations. Pour un coût d'environ 20 millions d'euros par an, une soixantaine de nouveaux médecins généralistes libéraux seulement s'installent dans une des 4 600 communes cibles regroupant 2,6 millions d'habitants, entre 2007 et 2010 (Cour des comptes, 2014).

La convention de 2011 met fin à ce dispositif et crée l'*option démographie* (dont le but est d'inciter de nouveaux médecins à s'installer dans les zones déficitaires) et l'*option santé-solidarité* (dont le but est d'inciter des médecins exerçant dans d'autres zones à venir y effectuer des vacations). Un nouveau zonage est mis en place par les Agences Régionales de Santé (ARS). Outre une aide à l'installation, l'*option démographie* conduit à une majoration de 10 % des honoraires, avec un plafond de 20 000 € par an, sous réserve d'un exercice en cabinet de groupe. Elle ne concerne que les nouvelles installations.

Suite à la convention médicale de 2016, un nouveau zonage est opéré, à partir d'un indicateur géostatistique (l'indicateur d'Accessibilité Potentielle Localisée) et de l'expertise locale des ARS. À partir du 1^{er} janvier 2019, les médecins généralistes libéraux s'installant au moins cinq années dans une maison de santé pluridisciplinaire implantée dans une Zone d'Intervention Prioritaire (ZIP) perçoivent une prime dont le montant, qui dépend du nombre de jours travaillés dans la semaine, peut atteindre 60 000 € s'il est majoré par l'ARS.

Par ailleurs, la loi Hôpital Santé Patient Territoire de 2009 offre aux étudiants en médecine la possibilité de percevoir une allocation mensuelle de 1 200 € s'ils s'engagent à travailler à l'issue de leurs études dans une zone déficitaire, pendant une durée au minimum égale au nombre d'années pendant lesquelles cette allocation a été perçue. Ce « Contrat d'Engagement du Service Public » constitue ainsi un outil de régulation des lieux d'exercice. Les médecins qui entrent dans le champ de cette étude n'ont pas pu en bénéficier puisqu'ils ont effectué leur internat entre 2004 et 2007 et que les premiers CES ont été signés en 2011.

respectent leur obligation d'exercice en zone sous-dense une fois diplômés – cette proportion serait en moyenne de 67 % lorsque le programme propose une option de rachat et de 84 % lorsque cette option n'est pas prévue. Il apparaît aussi que la durée d'exercice dans les zones sous-denses des médecins ayant bénéficié de ces programmes et respectant leur engagement sont variables, mais en général plus faible que celle des médecins qui s'y sont installés spontanément. Les incitations financières ne sauraient donc, à elles seules, rééquilibrer la répartition géographique des médecins.

2. Contexte

2.1. Affectation des internes aux différentes universités

L'internat est le nom donné au troisième cycle d'études de médecine. Originellement, les étudiants en fin de cursus de médecine logeaient dans les hôpitaux : c'est de là que viennent les mots *internat* et *interne*. Les internes sont affectés à une université, dans laquelle ils suivent des cours. Mais la majorité de leur temps est consacrée à des stages qu'ils effectuent dans

des structures hospitalières ou en cabinet, situés autour de l'université. Ils sont alors considérés comme des médecins juniors : ils bénéficient d'une certaine autonomie (ils reçoivent des patients seuls et prescrivent) tout en étant supervisés et formés par des médecins seniors.

La médecine générale a accédé au rang de spécialité médicale à partir de la promotion d'internes 2004. Auparavant, les étudiants s'y destinant pouvaient rester dans l'université où ils avaient fait leurs cinq premières années d'études. Le troisième cycle d'études s'appelait alors le *résidanat* et non l'*internat*. L'entrée de la médecine générale parmi les spécialités médicales a conduit l'ensemble des étudiants en médecine à entrer dans le processus d'affectation des internes.

Ce processus est centralisé. Chaque année, les postes d'internes sont répartis par spécialité médicale et par université. Les étudiants en cinquième année de médecine passent un concours, officiellement appelé « Épreuves Classantes Nationales » (ECN), plus connu sous le nom de « concours de l'internat », à l'issue duquel ils choisissent un poste d'interne, par ordre de classement (Billaut, 2005). Les étudiants choisissent l'un après l'autre un couple Spécialité×Université. Lorsqu'un étudiant choisit le dernier poste d'interne de la spécialité médicale Sk ouvert dans l'université Uj, les étudiants moins bien classés ne peuvent plus choisir la combinaison Sk×Uj. Un tel système conduit les étudiants les moins bien classés à n'avoir qu'un choix restreint de spécialités et d'universités pour effectuer leur internat.

Les choix d'université d'affectation pour l'internat se sont progressivement restreints entre 2004 et 2007 pour les étudiants les moins bien classés aux ECN. D'après Vanderschelden (2007), la totalité des places d'internes en médecine générale de 19 universités sur 28 étaient pourvues en 2007, ce qui signifie qu'elles n'étaient pas accessibles aux étudiants les moins bien classés. C'était le cas de 15 universités en 2006 et de seulement 11 en 2005. Au contraire, en 2004, année de mise en place de ce système d'affectation, on observe une certaine souplesse : des universités ont pu accueillir des internes au-delà du nombre de postes ouverts. Le décideur public maîtrise donc une bonne part du processus de répartition des internes. Cette maîtrise n'est toutefois pas totale. En effet, le nombre de postes ouverts est supérieur au nombre d'internes affectés puisqu'à l'issue du processus d'affectation certains étudiants redoublent leur cinquième année³.

2.2. Importantes modifications de la répartition des internes en médecine générale entre 2004 et 2007

Entre 2004 et 2007, le nombre d'internes en médecine générale a doublé (+96 %). Ce doublement provient d'une augmentation en amont du *numerus clausus* (voir annexe 1), ainsi que d'une modification de la répartition des étudiants entre spécialités en faveur de la médecine générale.

Ce doublement n'est pas homogène entre les universités, ce qui conduit à une modification de la répartition des internes entre les universités (tableau 1). Ainsi, le nombre d'internes en médecine générale affectés à l'université de Montpellier a même diminué de 17 % durant cette période, tandis qu'il a augmenté pour toutes les autres universités, mais dans des proportions allant de +10 % (Grenoble) à +400 % (Saint-Étienne).

D'une année à l'autre, les variations peuvent être modestes, ou dans des sens opposés, comme pour l'université d'Angers où le nombre d'internes affectés a d'abord doublé entre 2004 et 2005, puis baissé de 30 %, puis de nouveau doublé. Cependant, une tendance générale se dégage : en réduisant la proportion de postes ouverts dans les universités des plus grandes agglomérations (Paris, Lyon, Marseille, Nice, etc.) qui sont les plus attractives (Vanderschelden, 2007), au profit des universités des villes de moins grande taille (Amiens, Caen, Reims, etc.), le décideur public conduit de plus en plus d'étudiants à effectuer leur internat hors des grandes métropoles (cf. figure 1). Des exceptions existent cependant. Ainsi, les effectifs d'internes en médecine générale affectés aux universités des agglomérations de Bordeaux, Lille et Strasbourg, croissent légèrement plus fortement que la moyenne. Une explication pourrait être leur position, très éloignée des autres universités concernant celle de Bordeaux, ou au sein de territoires à faible densité en médecins (le Haut-Rhin, la Moselle et les Vosges sont des départements dans lesquels la densité en généralistes était inférieure à 9 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants en 2006, alors que la densité moyenne en France Métropolitaine excédait légèrement 10). À l'inverse, la croissance du nombre d'internes affectés à l'université de Limoges (+84 %), plus faible que la croissance moyenne, pourrait provenir d'une difficulté à y attirer des étudiants, même parmi les moins bien classés.

3. Parce qu'ils sont insatisfaits de leur affectation et souhaitent repasser le concours des ECN ou parce qu'ils n'ont pas validé la totalité de leur cinquième année.

Tableau 1 – Répartition des internes en médecine générale entre universités durant la période 2004-2007

Université	2004		2005		2006		2007		Évolution effectif (%) (entre 2004 et 2007)
	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	Effectif	%	
Amiens	22	1,8	17	1,2	74	3,6	77	3,2	+250
Angers	23	1,9	50	3,5	35	1,7	74	3,1	+222
Antilles Guyane	13	1,1	21	1,5	38	1,9	41	1,7	+215
Besançon	18	1,5	25	1,8	50	2,5	50	2,1	+178
Bordeaux	50	4,1	49	3,5	64	3,1	117	4,8	+134
Brest	26	2,1	31	2,2	44	2,2	71	2,9	+173
Caen	26	2,1	37	2,6	51	2,5	71	2,9	+173
Clermont-Ferrand	23	1,9	31	2,2	50	2,5	70	2,9	+204
Dijon	13	1,1	15	1,1	61	3,0	49	2,0	+277
Grenoble	67	5,4	69	4,9	65	3,2	74	3,1	+10
Lille	82	6,7	89	6,3	150	7,4	170	7,0	+107
Limoges	19	1,5	24	1,7	26	1,3	35	1,4	+84
Lyon	85	6,9	95	6,7	111	5,5	125	5,2	+47
Marseille	66	5,4	70	4,9	83	4,1	90	3,7	+36
Montpellier	79	6,4	39	2,8	45	2,2	65	2,7	-18
Nancy	47	3,8	53	3,7	83	4,1	121	5,0	+157
Nantes	50	4,1	60	4,2	65	3,2	75	3,1	+50
Nice	27	2,2	27	1,9	31	1,5	35	1,4	+30
Océan-Indien	9	0,7	15	1,1	17	0,8	25	1,0	+178
Paris	209	17,0	292	20,6	380	18,7	372	15,4	+78
Poitiers	21	1,7	46	3,2	63	3,1	101	4,2	+381
Reims	16	1,3	18	1,3	51	2,5	54	2,2	+238
Rennes	65	5,3	52	3,7	60	3,0	73	3,0	+12
Rouen	30	2,4	29	2,0	65	3,2	77	3,2	+157
Saint-Étienne	11	0,9	22	1,6	50	2,5	55	2,3	+400
Strasbourg	50	4,1	70	4,9	84	4,1	108	4,5	+116
Toulouse	60	4,9	48	3,4	63	3,1	80	3,3	+33
Tours	26	2,1	24	1,7	73	3,6	59	2,4	+127
Total	1 233	100	1 418	100	2 032	100	2 414	100	+96

Lecture : 22 internes en médecine générale étaient affectés dans l'université d'Amiens en 2004, ce qui représentait 1,8 % des internes en médecine générale. Ils étaient 77 en 2007 (3,2 %) : l'évolution est de +250 %.
Source : arrêtés d'affectation des internes.

Cette réallocation des postes d'internes est de grande ampleur : entre 2004 et 2007, un tiers des affectations ont été réallouées entre universités. Elle semble traduire une volonté du décideur public de diriger les internes vers les territoires qui manquent le plus de médecins généralistes. Hors zones⁴ de Paris et DROM⁵, il y avait 9,8 médecins généralistes libéraux pour 10 000 habitants en 2006 dans les zones des universités où le nombre d'internes a plus que doublé entre 2004 et 2007 alors que ce taux était de 11,0 dans les autres zones.

2.3. Stabilité des répartitions des étudiants en amont de l'internat

C'est sur ces évolutions des affectations d'internes très variables selon les universités que nous nous appuyons pour identifier l'effet de la répartition entre universités d'une promotion d'internes sur la répartition des lieux d'installation des médecins qui en sont issus. Il

est important de noter que si la répartition des internes connaît une grande variabilité entre 2004 et 2007, ce n'était pas le cas, en amont, de leur répartition en tant qu'étudiants de premier cycle universitaire. Des évolutions dans la répartition de ces étudiants auraient en effet pu constituer un facteur confondant. Les étudiants affectés en internat entre 2004 à 2007 avaient généralement débuté leur deuxième année de médecine entre septembre 1999 et septembre 2002. Or, la répartition des étudiants admis en deuxième année, fixée par arrêté, était restée stable ces quatre années-là (voir annexe 1).

4. Les zones des universités sont représentées dans la figure 1 et définies dans la section 3.1.

5. La zone de Paris a une densité assez faible en médecins généralistes libéraux (8,5 en 2006), mais elle est très spécifique : sa population est plus jeune et sa densité en médecins spécialistes beaucoup plus élevée. Les densités en médecins généralistes en 2006 dans les DROM ne sont pas disponibles.

3. Données

3.1. Zones de naissance, d'internat, d'installation

Afin d'établir les liens entre les lieux de naissance, d'internat et d'exercice des médecins, nous partitionnons l'espace en rattachant chaque commune à l'université la plus proche. Nous utilisons pour cela le critère de la plus courte distance à vol d'oiseau entre le centroïde de la commune considérée et les centroïdes des communes où se trouvent les universités accueillant les internes (cf. figure I). Nous considérons que les internes affectés dans une université effectuent l'essentiel de leurs stages dans la zone ainsi obtenue⁶. La maille géographique d'observation est donc identique pour ces trois moments de la vie du médecin. Ainsi, un médecin né à Mulhouse est compté parmi les médecins nés dans la zone de Strasbourg.

3.2. Croisement de trois sources

La base de données utilisée dans cette étude est issue d'un appariement des bases des non-salariés (produites par l'Insee), du répertoire Sirene et des arrêtés d'affectation en internat.

De chaque base annuelle de non-salariés de 2016 à 2019, nous extrayons les médecins généralistes libéraux, leur commune d'exercice, leur sexe et leur numéro Siren. Le Système national d'Identification et du Répertoire des ENtreprises et de leurs Établissements (Sirene) attribue un numéro Siren aux entreprises, aux organismes et aux associations. L'enregistrement est obligatoire. Ce numéro Siren permet (i) de désanonymiser les médecins présents dans les bases des non-salariés⁷, ce qui permet l'appariement avec les arrêtés d'affectation en internat, (ii) d'accéder à la commune de naissance des médecins, cette information figurant dans le répertoire Sirene.

Enfin, les arrêtés d'affectation sont des arrêtés ministériels contenant la liste des internes, la spécialité dans laquelle ils s'engagent et leur université d'affectation. Nous ne retenons que les étudiants affectés en internats de médecine générale. Ces arrêtés indiquent aussi le rang de classement aux ECN. Certains noms apparaissent dans plusieurs millésimes d'arrêtés. Ils correspondent à des étudiants ayant repassé le concours. Cela nous conduit à ne pas apparier les arrêtés d'affectation bruts, mais à d'abord supprimer de l'arrêté de l'année t tous les noms qui réapparaissent dans les arrêtés des années $t+1$ ou $t+2$. L'appariement se fait par le nom, les prénoms, le sexe et l'année de naissance,

sauf l'arrêté de l'année 2006 qui ne contient pas l'année de naissance.

Nous ne retenons que les médecins généralistes libéraux nés en France et ayant passé leur internat entre 2004 et 2007. Retenir cette période permet d'observer, pour chaque promotion, le lieu d'installation douze années après le début de l'internat, soit huit années environ après la thèse. Le lieu d'exercice douze ans après le début d'internat est en effet plus pérenne que le lieu d'exercice observé juste après l'obtention de la thèse⁸.

Ces données ne sont pas exhaustives : l'immatriculation au répertoire Sirene laisse en effet la possibilité de ne pas rendre diffusables les informations qui y sont recensées. De plus, nous excluons les médecins pour lesquels la commune de naissance ou la commune d'exercice n'est pas renseignée.

Sur les 5 048 médecins généralistes libéraux ayant passé le concours de l'internat entre 2004 et 2007 que nous identifions au moins une fois dans les bases des non-salariés, nous ne retenons dans nos analyses que ceux qui sont observés comme ayant une activité libérale douze années après le début de l'internat. La commune d'exercice du généraliste douze années après le début de son internat est considérée dans cet article comme sa commune d'installation. Pour la promotion de 2004 (resp. 2005, 2006, 2007), la commune observée est donc celle où le généraliste exerce en 2016 (resp. 2017, 2018, 2019). Les généralistes qui n'ont eu qu'une courte expérience en libéral – quelques remplacements en début de carrière par exemple – puis qui ont été salariés ne font donc pas partie de nos analyses. L'effectif est finalement de 3 798 médecins généralistes libéraux. Nous considérons la base de données obtenue comme représentative (voir annexe 2). Nous observons :

- la zone de naissance (les communes de naissance sont agrégées au niveau des zones des universités, cf. section 3.1.),
- l'université d'affectation en internat,
- la zone d'installation (cf. section 3.1), douze années après le début de l'internat,

6. En réalité, il existe des exceptions. Par exemple, pour des raisons historiques, les internes affectés à Lyon peuvent effectuer un stage dans l'hôpital René Sabran de la commune de Giens, rattaché aux Hospices Civils de Lyon.

7. Le répertoire Sirene permet d'accéder au nom et aux prénoms des médecins libéraux à partir de leur numéro Siren.

8. Nous sommes par ailleurs bornés par l'année 2004 (avant 2004, la médecine générale n'était pas reconnue comme une spécialité médicale et ne figurait pas dans les arrêtés d'affectation en internat). En 2008, l'affectation des internes n'a pas donné lieu à un arrêté nominatif : nous ne connaissons donc pas la répartition de cette promotion entre universités.

- le sexe du médecin et son rang de classement aux ECN : les promotions étant de tailles différentes, ce rang est normalisé.

Il est important d'avoir à l'esprit que les données ne concernent que les médecins généralistes ayant une activité libérale. Les données sont en effet construites à partir des numéros Siren des médecins généralistes libéraux. L'article renseigne donc sur le lien entre répartition des internes en médecine générale et répartition des médecins généralistes libéraux.

3.3. Statistiques descriptives

Douze années après le début de leur internat, plus des deux tiers (68 %) des médecins généralistes libéraux exercent dans la zone dans laquelle ils ont effectué leur internat. Nous retrouvons ainsi un lien important, déjà documenté, entre lieu d'internat et lieu d'installation (Vilain & Niel, 2007 ; Delattre & Samson, 2012). Plus intéressant, nous observons une corrélation entre l'augmentation du nombre d'internes dans une université entre 2004 et 2007 et l'augmentation des installations de médecins issus de ces promotions dans la zone de l'université (figure II).

Le lieu de naissance constitue aussi un déterminant important du lieu de l'installation. Environ la moitié (46 %) des médecins exercent dans

la zone (cf. figure I) dans laquelle ils sont nés et un tiers (32,6 %) dans leur département de naissance. Nous observons aussi que la moitié des médecins exercent à moins de 85 km à vol d'oiseau de leur commune de naissance.

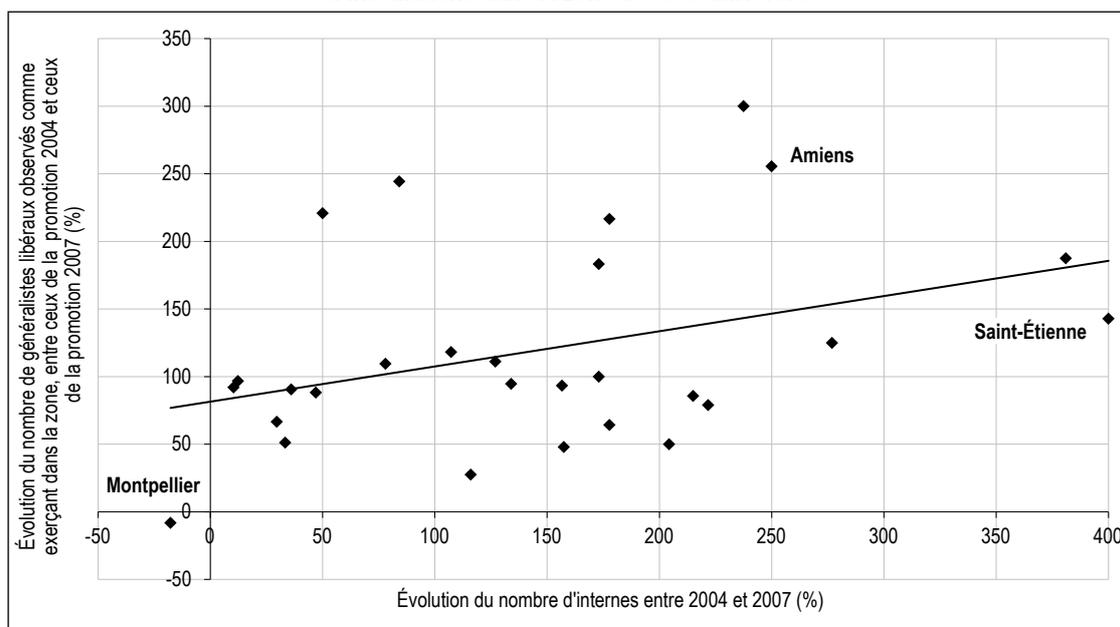
4. Effets du lieu de naissance et du lieu d'internat sur le lieu de l'installation

Le lieu de naissance et le lieu d'internat sont tous les deux des déterminants du lieu d'installation. Cependant, ces effets sont mêlés, puisqu'une proportion importante de médecins effectuent l'internat dans la zone dans laquelle ils sont nés. Nous souhaitons ici séparer ces deux effets.

Les données permettent de calculer les parts de généralistes libéraux, issus de ces promotions, installés dans chaque zone. Nous calculons ces parts à partir des lieux d'exercice observés douze années après le début de l'internat. Par exemple, 1,4 % des généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2004 exercent dans la zone d'Amiens en 2016. Cette part croît pour les internes des promotions 2005, 2006 et 2007 (respectivement de 2,7 %, 2,6 % et 2,5 %) dont les lieux d'installation sont respectivement observés en 2017, 2018 et 2019.

Enfin, les données permettent de calculer les parts de généralistes libéraux nés dans chaque zone.

Figure II – Corrélation entre l'évolution du nombre d'internes dans une université et l'évolution du nombre d'installations dans la zone de cette université



Note : le lieu d'installation est observé 12 années après le début de l'internat. Le coefficient directeur de la droite des moindres carrés représentée sur la figure vaut 0,26.
Lecture : entre 2004 et 2007, le nombre d'internes affectés dans l'université d'Amiens a augmenté de 250 %. Le nombre de généralistes libéraux issus de la promotion 2007 installés dans la zone d'Amiens est de 256 % supérieur au nombre de généralistes libéraux issus de la promotion 2004 installés dans cette zone.
Source et champ : arrêtés d'affectation en internat et base des non-salariés (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant début l'internat en 2004 ou en 2007.

Il est ainsi possible de mettre en regard les parts de naissances, d'internes et d'installations : nous estimons le modèle (1), en panel, dans lequel t indexe les promotions et j les universités ou zones correspondantes.

$$S_{jt}^{Installations} = \alpha_1 S_{jt}^{Internes} + \alpha_2 S_{jt}^{Naissances} + \beta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

avec $j \in \{1; 2; \dots; 28\}$ et $t \in \{2004; \dots; 2007\}$

où :

- $S_{jt}^{Installations}$ est la part des médecins généralistes libéraux issus de la promotion t exerçant dans la zone j en $t+12$,
- $S_{jt}^{Internes}$ est la part des internes de la promotion t affectés à l'université j ,
- $S_{jt}^{Naissances}$ est la part des médecins généralistes libéraux issus de la promotion t qui sont nés dans la zone j ,
- β_j et γ_t sont des effets fixes respectivement de zone et de date.

Intuitivement, on peut s'attendre à ce que la part des médecins exerçant dans la zone j dépende fortement de son attractivité. Par exemple, le nombre moyen de jours d'ensoleillement annuel est identifié dans Delattre & Samson (2012) comme ayant une influence sur le choix du lieu d'installation des médecins. Ce type de facteur d'attractivité ainsi que tous ceux qui sont invariants entre 2004 et 2007 sont contrôlés par l'effet fixe β_j .

La part d'étudiants admis en deuxième année dans chaque université quatre années auparavant n'est pas introduite comme variable de contrôle dans ce modèle puisqu'elle est constante dans le temps (voir annexe 1).

Nous testons aussi l'ajout de deux variables de contrôle :

- La part des femmes parmi les internes de la promotion t affectés à l'université j ,
- La proportion d'étudiants mal classés au concours de l'internat. Plus précisément, au sein de chaque groupe d'internes affectés à l'université j l'année t , nous retenons la proportion de ceux dont le rang de classement au concours de l'internat (ECN) est parmi les 20 % les plus bas.

Les coefficients estimés sont donnés dans le tableau 2⁹. L'annexe 3 propose des tests de robustesse pour ces estimations.

Sans prise en compte du lieu de naissance, nous trouvons qu'en moyenne une augmentation de 1 point de pourcentage (pp) de la part des internes en médecine générale affectés dans une université est associée à une augmentation de 0,44 de la part des généralistes libéraux qui s'installent dans cette zone. L'effet estimé est moins élevé quand on prend en compte le lieu de naissance (0,35 pp), sans que la différence soit statistiquement significative aux seuils usuels. Nous constatons que la répartition des lieux de naissance a un effet de même ordre de grandeur (0,37 pp). Le lieu où le médecin a grandi est connu pour être un déterminant important du lieu d'installation. Dans cet article, le lieu de naissance permet de rendre compte du lieu où le médecin a grandi. Si nous disposions, par exemple, de la répartition des lieux d'obtention du baccalauréat, nous constaterions certainement que cette répartition a un effet plus grand

9. Nous trouvons un index d'inflation de variance égal à 8,5 ce qui traduit une situation dans laquelle les corrélations entre les parts de naissances, d'internats et d'installations sont modérées. L'usage est de prendre en compte les problèmes liés à la multicollinéarité lorsque cet index excède 10.

Tableau 2 – Effet de la répartition des internes sur la répartition des installations

	Toutes les zones			Toutes les zones sauf celle de Paris		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Part d'internes	0,44*** (0,07)	0,35*** (0,07)	0,40*** (0,10)	0,52*** (0,08)	0,42*** (0,08)	0,45*** (0,10)
Part de naissances	-	0,37*** (0,09)	0,35*** (0,10)	-	0,38*** (0,10)	0,38*** (0,10)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
R ²	0,96	0,97	0,97	0,88	0,89	0,93
Observations	28 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4	27 x 4

Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.

Lecture : en moyenne, une augmentation de 1 point de pourcentage de la part d'internes affectés dans une université est associée à une augmentation de 0,44 point de pourcentage de la part des libéraux qui s'installent dans la zone de l'université lorsqu'on ne prend pas en compte les lieux de naissance.

Source et champ : arrêtés d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.

encore sur le lieu de l'installation, peut-être au détriment de celui associé à la répartition des internes. L'ajout des variables de contrôle ne change pas significativement ces résultats.

Paris est une zone atypique qui concentre un cinquième des postes d'internes. Le lien entre lieu d'internat et lieu d'installation est plus important, quelle que soit la spécification, lorsque nous refaisons les estimations sans les internes affectés dans les universités de cette zone (cf. les trois colonnes de droite du tableau 2), sans que les écarts ne soient significatifs. Ces estimations un peu plus élevées pourraient traduire des opportunités d'emplois salariés plus importantes en région parisienne ou une trajectoire résidentielle des jeunes médecins homologues à celle de beaucoup de jeunes cadres, de la région parisienne vers la province.

Nos estimations montrent donc un effet significatif de la répartition des lieux d'internat sur celle des lieux d'installation, et un effet de même magnitude de la répartition des lieux de naissance.

L'effet estimé de la répartition des lieux de naissance est certainement un minorant de l'effet de la répartition des lieux où ont grandi les médecins. Ainsi, en cohérence avec le concept de *rural pipeline* (cf. section 1), nos estimations montrent que pour renforcer un territoire en médecins, une politique qui consisterait à inciter les lycéens de ce territoire à s'engager dans des études de médecine, en les accompagnant, pourrait participer à une meilleure répartition géographique des installations.

5. Modification de la répartition des installations suite à une réallocation des postes d'internes ou des places d'admis en deuxième année

Dans quelle mesure la répartition des internes en 2007 a-t-elle conduit à une répartition des installations différente de celle qui aurait eu lieu si la répartition des internes en 2004 avait été conservée ?

À quelle répartition des installations pourrait-on s'attendre si l'on mettait en place une politique visant à recruter des étudiants en médecine dans les zones qui manquent de médecins ?

Dans cette partie, nous proposons de simuler des situations contrefactuelles pour répondre à ces questions.

5.1. Spécifications économétriques

Afin de simuler des situations contrefactuelles, nous adaptons un modèle de concurrence

introduit par Berry (1994) en nous inspirant de Silhol & Wilner (2023). Dans ce modèle, les consommateurs potentiels font face à une variété de produits et chacun est libre d'acheter celui qui maximise son utilité ou de ne rien acheter. Lorsque le consommateur opte pour un des produits, il « révèle » un niveau d'utilité de ce produit (son prix hédonique). Ce modèle peut être transposé aux jeunes médecins qui ont à choisir une des 28 zones dans laquelle s'installer en tant que généraliste libéral, révélant alors leur niveau d'utilité pour la zone. Pour achever la transposition, les internes qui ne s'installent pas en libéral (parce qu'ils se salarient, ne travaillent pas ou exercent à l'étranger) jouent le rôle des consommateurs qui renoncent à acheter.

L'adaptation du modèle conduit à estimer l'équation (2) dans laquelle δ_{jt} représente le niveau d'attractivité exercée par la zone j sur les médecins généralistes issus de la promotion t ($t \in \{2004, \dots, 2007\}$ et $j \in \{1, 2, \dots, 28\}$). L'attractivité de chaque zone dépend de ses spécificités, considérées comme constantes dans le temps et captées par l'effet fixe β_j . Elle dépend aussi de la part $S_{jt}^{Internes}$ d'internes qui y ont été affectés : plus ils sont nombreux à créer des liens avec cette zone durant leur internat, plus importante est l'attractivité que la zone exerce sur la promotion. Elle dépend enfin de la part de naissances, $S_{jt}^{Naissances}$, les médecins ayant une forte propension à s'installer là où ils ont grandi.

$$\delta_{jt} = \alpha_1 S_{jt}^{Internes} + \alpha_2 S_{jt}^{Naissances} + \beta_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Berry (1994) propose une mesure de l'attractivité δ_{jt} ($j \in \{1, 2, \dots, 28\}$) sous la forme $\delta_{jt} = \log s_{jt} - \log s_{0t}$, où s_{jt} est la proportion d'internes installés en libéral dans la zone j parmi l'ensemble des internes de la promotion t , et s_{0t} la part d'internes qui ne sont pas observés comme exerçant en libéral douze années après le début de l'internat. On note δ_{0t} l'attractivité associée au renoncement à un exercice libéral en France. Cette mesure permet d'obtenir une expression de s_{jt} qui ne dépend que des δ_{jt} puisque la nullité de δ_{0t} assure l'équivalence des égalités (3) et (4) :

$$\delta_{jt} = \log s_{jt} - \log s_{0t} \quad (3)$$

$$s_{jt} = \frac{e^{\delta_{jt}}}{\sum_{k=0}^{28} e^{\delta_{kt}}} \quad (4)$$

Les coefficients du modèle (2) sont estimés par les moindres carrés ordinaires, à partir des données utilisées dans la section précédente. Ils permettent ensuite d'estimer les niveaux d'attractivité $\hat{\delta}_{jt}$ de chacune des zones, correspondant à des répartitions données d'internes dans les universités ($S_{jt}^{Internes}$) et de naissances

dans les zones ($s_{jt}^{Naissances}$). L'égalité (4) permet enfin d'obtenir une estimation de la répartition correspondante des lieux d'installation (s_{jt}).

Les modèles (1) (cf. section 4) et (2) (dans cette section) sont donc complémentaires. Les coefficients estimés dans le modèle (1) s'interprètent directement comme un effet sur la part des installations dans une zone, ce que ne permet pas le modèle (2), en raison de la forme de la variable expliquée. En revanche, le modèle (2) permet d'obtenir une estimation directe (via l'égalité (4)) de la répartition des lieux d'installation pour des répartitions de lieux de naissance et de lieux d'internat données, ce que ne permet pas le modèle (1)¹⁰.

Le tableau 3 donne les estimations des coefficients α_1 et α_2 du modèle (2)¹¹.

5.2. Agrégation en deux types de zones

Les estimations sont faites au niveau jt (avec $j \geq 1$) comme décrit ci-dessus. Mais les résultats sont présentés après agrégation des zones en deux groupes, selon qu'elles ont été particulièrement renforcées en internes (i.e. le nombre d'internes a plus que doublé entre 2004 et 2007) ou pas (cf. figure I). Cette agrégation permet de mieux rendre compte de la politique publique qui a consisté à renforcer plus particulièrement 18 universités en internes en médecine générale, au détriment des 10 autres. Elle permet aussi de présenter des résultats plus robustes.

Les proportions de naissances, d'internes et d'installations dans ces deux types de zones sont présentées dans la figure III. Par construction, les courbes sont symétriques (la somme des deux parts vaut 100 %¹²). Les médecins des promotions 2004 et 2005, dont les lieux d'installation sont observés respectivement en 2016 et 2017, sont majoritairement installés dans les zones

qui ne sont pas particulièrement renforcées en internes. Pour les promotions 2006 et 2007, la répartition des installations est plus équilibrée entre les deux types de zones. Cette évolution est à mettre en relation avec la répartition de ces médecins dans les internats, douze ans plus tôt, et peut-être aussi avec la répartition de leurs lieux de naissance. Les proportions de médecins des promotions 2006 et 2007 nés dans les zones particulièrement renforcées en internes sont en effet légèrement plus importantes que celles des promotions 2004 et 2005.

5.3. Simulation de l'absence de changement de répartition des internes entre universités

À partir de l'équation (2), nous obtenons une estimation des niveaux moyens d'attractivité de chaque zone en 2005, 2006 ou 2007 sous l'hypothèse d'une conservation de la répartition de 2004 par :

$$\hat{\delta}_{jt}^{R_{2004}} = \hat{\delta}_{jt} - \hat{\alpha}_1 (s_{jt}^{Internes} - s_{j2004}^{Internes})$$

$$\forall t \in \{2005; 2006; 2007\}$$

Les parts de marchés simulées sont obtenues

grâce à l'égalité (4) : $s_{jt}^{R_{2004}} = \frac{e^{\hat{\delta}_{jt}^{R_{2004}}}}{\sum_{k=0}^{28} e^{\hat{\delta}_{jk}^{R_{2004}}}}$

Elles sont ensuite sommées par types de zone et représentées dans la figure IV.

10. Le modèle (1) ne permet pas de simuler des situations contrefactuelles. En choisissant des répartitions d'internes dans les universités et de lieux naissance, on obtiendrait avec le modèle 1 des parts d'installations qui ne sont pas à 100 et certaines peuvent être négatives.

11. Les modèles (1) et (2) étant distincts, puisque les variables expliquées sont différentes, il n'est pas étonnant que les estimations du tableau 3 soient différentes de celles du tableau 2.

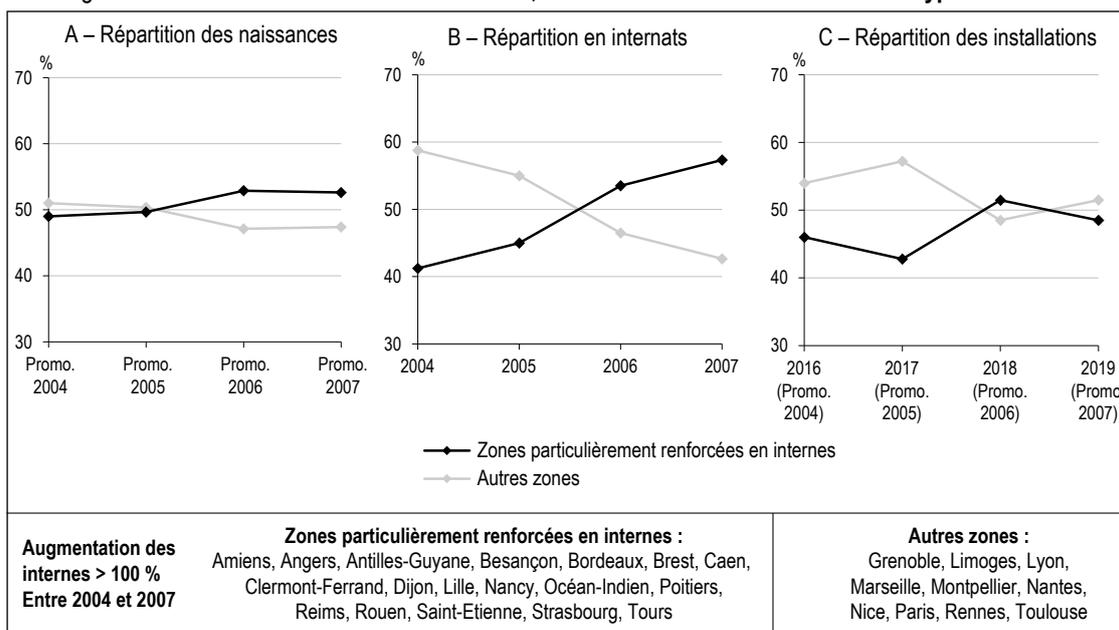
12. Le modèle donne la part s_{jt} d'internes n'ayant pas d'activité libérale douze années après le début de l'internat et des parts s_{jt} de médecins libéraux installés dans chacune des zones j , toutes ces parts étant rapportées à l'ensemble des internes de la promotion t . La figure III-C représente en revanche la part de médecins libéraux installés dans un type de zone rapportée aux seuls médecins généralistes libéraux.

Tableau 3 – Estimations du modèle de choix du lieu d'installation (modèle 2)

	Toutes les zones			Toutes les zones sauf celle de Paris		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Part d'internes	0,12*** (0,03)	0,09*** (0,03)	0,09*** (0,03)	0,15*** (0,03)	0,12*** (0,03)	0,13*** (0,04)
Part de naissances	-	0,11*** (0,04)	0,11*** (0,04)	-	0,13*** (0,04)	0,13*** (0,04)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui
R ²	0,92	0,92	0,93	0,90	0,91	0,92
Observations	28 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4	27 x 4

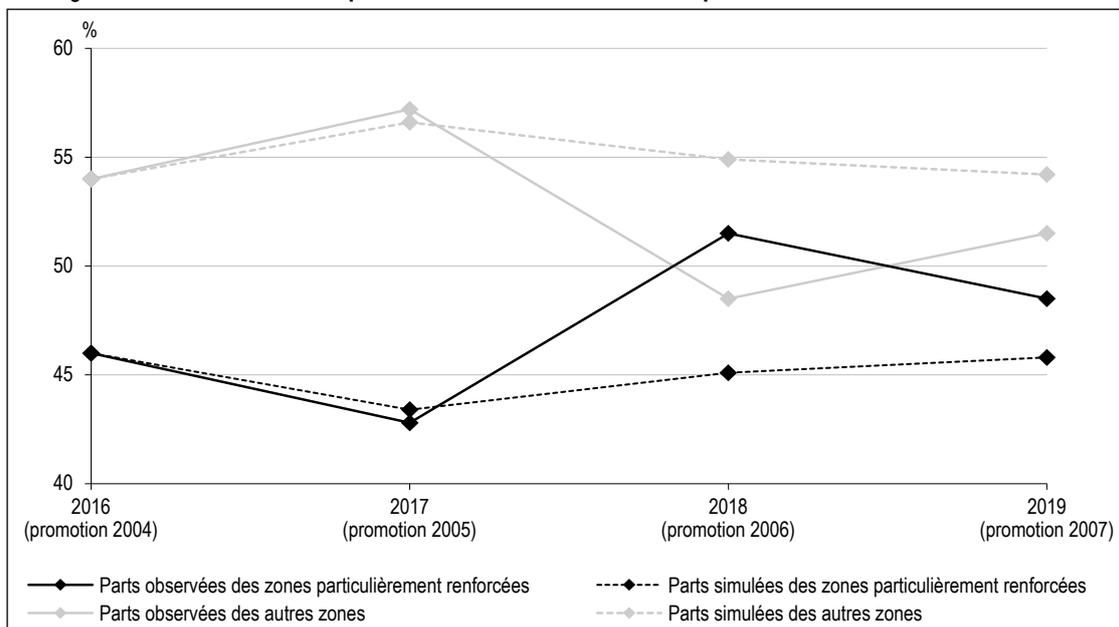
Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.
Source et champ : arrêts d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.

Figure III – Évolutions des lieux de naissance, d'internat et d'installation selon les types de zones



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2004, 49 % sont nés dans une zone particulièrement renforcée en internes, 41 % y ont fait leur internat et 46 % y sont installés
 Source et champ : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007.

Figure IV – Simulation des répartitions des installations si la répartition de 2004 avait été conservée



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2007, 48,5 % sont observés comme étant installés dans une zone particulièrement renforcée en internes. La proportion de ces installations, si la répartition des internes de 2004 avait été conservée, est estimée à 41,6 %
 Source : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007

D'après cette modélisation, la conservation de la répartition des internes de 2004 aurait conduit à l'installation d'une plus faible proportion de médecins dans les zones renforcées en 2006 et 2007. Autrement dit, la réallocation des

internes faite entre 2004 et 2007 semble avoir conduit à une réallocation des installations. Plus précisément, l'écart entre installations effectives et installations simulées dans les deux types de territoires est de 6,4 points de

pourcentage pour la promotion 2006 et de 2,7 points pour la promotion 2007. En extrapolant ces écarts à l'ensemble des médecins généralistes issus de ces deux promotions d'internes (ceux qui sont observés comme libéraux et les autres), nous estimons que le changement de la répartition des internes a conduit environ 200 généralistes (libéraux ou salariés) à exercer dans les zones particulièrement renforcées en internes plutôt que dans les autres zones¹³.

5.4. Simulation du recrutement d'étudiants locaux

Au sein de chaque université, les étudiants inscrits en première année passent des épreuves et sont classés par ordre de résultats à ces épreuves. À l'époque qui nous intéresse, le nombre d'admis en deuxième année était fixé de manière centralisée, par le numerus clausus et sa ventilation par université. Les admis en deuxième année poursuivaient alors leurs études au sein de la même université.

Les internes des promotions 2004 à 2007 ont généralement été admis en deuxième année de médecine entre 1999 et 2002. Durant ces années-là, la répartition des admis en deuxième année a très peu varié (voir annexe 1). Nous simulons ici une réforme de la répartition des admissions en deuxième année d'études de

médecine pour les années 1999 à 2002 qui aurait consisté à admettre davantage d'étudiants dans les universités des zones particulièrement renforcées en internes¹⁴ (telles que définies dans la section 5.2). Pour simuler cette réforme avec les données utilisées dans cet article, nous considérons qu'elle se traduit par une modification de la répartition des lieux de naissance des médecins. L'hypothèse sous-jacente est que les étudiants inscrits en premier cycle dans une université sont nés dans la zone de cette université.

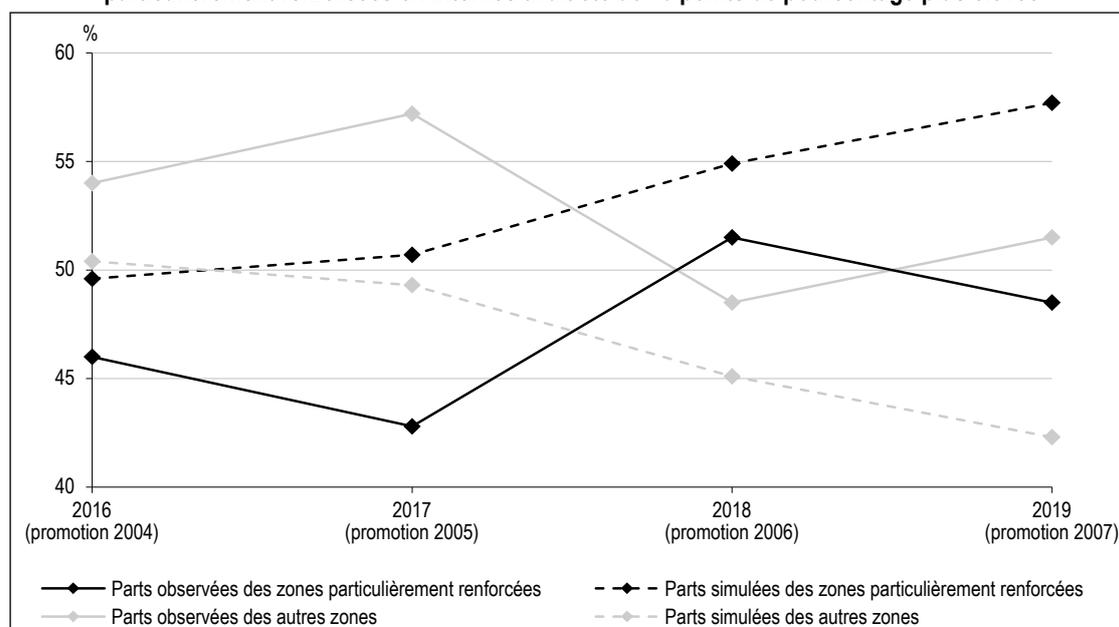
Dans ce paragraphe, nous proposons la simulation d'une réforme de la répartition des admis en deuxième année qui aurait consisté à augmenter de 10 points de pourcentage la proportion d'étudiants admis en deuxième année dans les universités des zones plus particulièrement renforcées en interne. Nous supposons que cette réforme se traduit par une proportion de médecins nés dans les zones particulièrement renforcées en internes supérieure de 10 points de pourcentage à ce qu'elle a été réellement¹⁵.

13. En 2020, environ 48 000 médecins généralistes (libéraux, salariés ou mixtes) exercent dans les zones particulièrement renforcées en internes et environ 52 000 dans les autres zones.

14. Par exemple la zone d'Angers fait partie des zones plus particulièrement renforcées en interne (section 5.2). Entre 1999 et 2002 elle accueillait chaque année 2,0 % des admis en deuxième année (voir annexe 1). La réforme simulée ici aurait consisté en une augmentation de cette proportion.

15. Cette augmentation de 10 % correspond à une part de réallocation des lieux de naissance proche de la part de postes d'internes réalloués entre 2004 et 2007.

Figure V – Simulation des répartitions des installations si la proportion de médecins nés dans les zones particulièrement renforcées en internes avait été de 10 points de pourcentage plus élevée



Note : la commune d'installation observée est celle où exercent les médecins 12 ans après le début de l'internat.
 Lecture : parmi les médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat en 2007, 48,5 % sont observés comme étant installés dans une zone particulièrement renforcée en internes. La proportion de ces installations, si 10 points de pourcentage supplémentaire d'internes de la promotion 2007 été nés dans ces zones est estimée à 57,7 %
 Source et champ : base des non-salariés (Insee), répertoire Sirene (Insee) et arrêtés d'affectation en internats. Médecins généralistes libéraux ayant débuté l'internat entre 2004 et 2007.

Cette réallocation des lieux de naissance se fait au détriment des autres universités et au prorata des naissances réellement observées dans chaque zone.

Les attractivités associées à une installation dans chacune des zones, pour chacune des promotions sont estimées par :

$$\hat{\delta}_{jt}^{Simulation-naiss} = \hat{\delta}_{jt} - \hat{\alpha}_2 (s_{jt}^{Naissances} - s_{jt}^{Naissances-simulées})$$

$$\forall t \in \{2004; \dots; 2007\}$$

Les proportions d'installations simulées dans chacune des zones et pour chaque promotion sont calculées via l'égalité (4) puis agrégées selon les deux types de zones (figure V).

Dans le même esprit que dans la section 5.3, extrapolons les écarts estimés d'installations entre les deux types de zone, à l'ensemble des médecins généralistes (libéraux, salariés et mixtes). Le gain en installations en faveur des zones particulièrement renforcées en médecins au détriment des autres zones, associé à la modification de la répartition des admis en deuxième année est d'environ 450 généralistes pour les quatre promotions considérées dont environ 300 pour les seules promotions 2006 et 2007.

Dans la section 5.3, nous avons estimé à environ 200 le gain en généralistes exerçant dans les zones particulièrement renforcées en internes associé aux changements de répartition des internes de ces deux promotions. Comparativement à la répartition des internes en 2004, la répartition de 2006 correspond à une relocalisation de 12 % des affectations, celle de 2007 à une relocalisation de 16 % (figure V). Il apparaît donc qu'une augmentation plus modérée (+10 %) des étudiants originaires des zones particulièrement renforcées en internes produirait un gain plus élevé. L'écart entre les gains en installations obtenus avec les deux simulations est cependant à interpréter avec prudence. Ces gains sont en effet calculés à partir d'une estimation des coefficients du modèle (2), et donc d'une méthode reposant sur des hypothèses assez fortes.

* *
*

Les analyses qui viennent d'être présentées sont basées sur des données individuelles concernant environ 3 800 médecins généralistes libéraux ayant débuté leur troisième cycle d'études de

médecine (l'internat) entre 2004 et 2007. La présence conjointe, dans le jeu de données, des lieux de naissance, d'internat et d'installation permet d'appréhender des aspects peu étudiés du comportement d'installation des médecins. Nous avons notamment pu proposer une désin- trication des effets du lieu de naissance et du lieu de l'internat sur le lieu d'installation.

Nous trouvons que la répartition géographique des internes a un effet significatif sur la répartition géographique de leurs lieux d'installation. En moyenne, nous trouvons qu'une augmentation d'un point de pourcentage de la part des internes affectés à une université est associée à une augmentation de l'ordre de 0,4 point de pourcentage de la part de généralistes libéraux, issus de ces promotions, qui s'installent dans la zone de l'université. Ainsi, la réallocation des places d'internes opérée entre 2004 et 2007 a agi comme un outil de régulation des lieux d'installation. La répartition des lieux de naissance a un effet d'ampleur comparable.

Les lieux d'internat et les lieux de naissance ne sont pas les seuls facteurs susceptibles d'influencer les choix de localisation des jeunes médecins. Les recherches futures pourraient notamment explorer la façon dont ces facteurs s'articulent avec d'autres facteurs connus pour être des déterminants importants du lieu d'installation, comme la profession et l'origine du conjoint le cas échéant, ou le rôle de certaines aménités territoriales comme la présence de Maisons de Santé Pluridisciplinaires (Chevallard & Mousquès, 2020). Ces analyses territoriales gagneront sans doute à s'appuyer sur un découpage géographique plus fin que celui en 28 zones retenu dans notre étude. Il serait enfin intéressant de disposer d'information sur le choix de localisation des médecins qui n'ont pas d'activité libérale, pour élargir la portée de nos résultats.

En définitive, nos résultats suggèrent qu'une politique de recrutement local des étudiants en médecine parmi les lycéens des territoires à renforcer en médecins pourrait être efficace. Il s'agirait de s'appuyer sur le fait qu'un certain nombre de médecins souhaitent s'installer près des lieux où ils ont grandi. Une telle politique pourrait s'accommoder de l'inégale répartition des capacités de formation sur le territoire, par exemple en s'appuyant sur des dispositifs de type inter-CHU, qui permettent à un interne d'effectuer certains stages dans des hôpitaux hors de la zone de l'université d'affectation. □

BIBLIOGRAPHIE

- Asghari, S., Kirkland, M. C., Blackmore, J., Boyd, S., Farrell, A., Rourke, J., Aubrey-Bassler, F. K., Godwin, M., Oandasan, I. & Walczak, A. M. (2020).** A Systematic Review of Reviews: Recruitment and Retention of Rural Family Physicians. *Canadian Journal of Rural Medicine*, 25(1), 20–30. https://doi.org/10.4103/CJRM.CJRM_4_19
- Bachelet, M. & Anguis, M. (2017).** Les médecins d’ici à 2040 : une population plus jeune, plus féminisée et plus souvent salariée. DREES, *Études et Résultats* N° 1011. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/er1011.pdf>
- Berry, S. (1994).** Estimating Discrete-Choice Models of Product Differentiation. *The RAND Journal of Economics*, 25(2), 242. <https://doi.org/10.2307/2555829>
- Bärnighausen, T. & Bloom, D. E. (2009).** Financial incentives for return of service in underserved areas: a systematic review. *BMC Health Services Research*, 9(1). <https://doi.org/10.1186/1472-6963-9-86>
- Billaut, A. (2005).** Les affectations en troisième cycle des études médicales en 2004 suite aux épreuves classantes nationales (ECN). DREES, *Études et Résultats* N° 429. <https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-affectations-en-troisieme-cycle-des-etudes-medicales-en-2004>
- 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>
- Chevillard, G. & Mousquès, J. (2020).** Les maisons de santé attirent-elles les jeunes médecins généralistes dans les zones sous-dotées en offre de soins ? Irdes, *Questions d’économie de la santé* N° 247. <https://www.irdes.fr/recherche/questions-d-economie-de-la-sante/247-les-maisons-de-sante-attirent-elles-les-jeunes-medecins-generalistes-dans-les-zones-sous-dotees-en-offre-de-soins.pdf>
- Cour des comptes (2014).** Rapport sur l’application des lois de financement de la Sécurité sociale. https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20140917_rapport_securite_sociale_2014.pdf
- Delattre, E. & Samson, A. (2012).** Stratégies de localisation des médecins généralistes français : mécanismes économiques ou hédonistes ? Insee, *Economie et Statistique*, 455-456, 115–142. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377736?sommaire=1377742>
- Denz-Penhey, H., Shannon, S., Murdoch, J. & Newbury, J. (2005).** Do benefits accrue from longer rotations for students in Rural Clinical Schools? *Rural and Remote Health*, 5(414). <https://doi.org/10.22605/rrh414>
- Easterbrook, M. J., Godwin, M., Wilson, R. E., Hodgetts, G., Brown, G., Pong, R. & Najgebauer, E. (1999).** Rural Background and Clinical Rural Rotations During Medical Training: Effect on Practice Location. *Canadian Medical Association*, 160(8), 1159–1163. <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/10234346>
- Ferrer, R. L., Hambidge, S. J. & Maly, R. C. (2005).** The Essential Role of Generalists in Health Care Systems. *Annals of Internal Medicine*, 142(8), 691–699. <https://doi.org/10.7326/0003-4819-142-8-200504190-00037>
- Goodfellow, A., Ulloa, J. G., Dowling, P. T., Talamantes, E., Chheda, S., Bone, C. & Moreno, G. (2016).** Predictors of Primary Care Physician Practice Location in Underserved Urban or Rural Areas in the United States: A Systematic Literature Review. *Academic Medicine*, 91(9), 1313–1321. <https://doi.org/10.1097/acm.0000000000001203>
- Le Breton-Lerouillois, G., Romestaing, R. & Rault, J.-F. (2015).** Les flux migratoires et trajectoires des médecins, situation en 2014. *Conseil National de l’Ordre des Médecins*, 11–97. https://www.conseil-national.medecin.fr/sites/default/files/external-package/analyse_etude/1akb8r6/flux_migratoires_trajectoires_des_medecins_2014.pdf
- Polton, D., Chaput, H. & Portela, M. (2021).** Remédier aux pénuries de médecins dans certaines zones géographiques. *Les Dossiers de la DREES* N° 89. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-12/DD89.pdf>
- Rabinowitz, H., Diamond, J., Hojat, M. & Hazelwood, C. (1999).** Demographic, Educational and Economic Factors Related to Recruitment and Retention of Physicians in Rural Pennsylvania. *The Journal of Rural Health* 15(2), 212–218. <https://doi.org/10.1111/j.1748-0361.1999.tb00742.x>
- Rizzo, J. A. & Blumenthal, D. (1996).** Is the Target Income Hypothesis an Economic Heresy? *Medical Care Research and Review*, 53(3), 243–266. <https://doi.org/10.1177/107755879605300301>
- Silhol, J. & Wilner, L. (2023).** Quel effet des primes spécifiques à l’éducation prioritaire sur les vœux de mobilité des enseignants ? Insee, *Document de travail* N° 2023-09. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/7456340>

Talib, Z., Jewers, M., Strasser, J., Popiel, D. K., Goldberg, D. G., Chen, C., Kepley, H. O., Mullan, F. & Regenstein, M. (2018). Primary Care Residents in Teaching Health Centers: Their Intentions to Practice in Underserved Settings After Residency Training. *Academic Medicine*, 93(1), 98–103.

<https://doi.org/10.1097/acm.0000000000001889>

Vanderschelden, M. (2007). Les affectations des étudiants en médecine à l'issue des épreuves classantes nationales en 2007. DREES, *Études et Résultats* N° 616.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-affectations-des-etudiants-en-medecine-lissue-des-epreuves-1>

Vergier, N. & Chaput, H. (2017). Déserts médicaux : comment les définir ? Comment les mesurer ? *Les Dossiers de la DREES* N° 17. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd17.pdf>

Vilain, A. & Niel, X. (1999). Les inégalités régionales de densité médicale : le rôle de la mobilité des jeunes médecins. DREES, *Études et Résultats* N° 30.

<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/les-inegalites-regionales-de-densite-medecale-le-role-de-la-0>

Wilkinson, D., Laven, G., Pratt, N. & Beilby, J. (2003). Impact of Undergraduate and Postgraduate Rural Training, and Medical School Entry Criteria on Rural Practice among Australian General Practitioners: National Study of 2414 Doctors. *Medical Education*, 37(9), 809–814. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.2003.01596.x>

Witter, S., Hamza, M. M., Alazemi, N., Alluhidan, M., Alghaith, T. & Herbst, C. H. (2020). Human resources for health interventions in high- and middle-income countries: findings of an evidence review. *Human Resources for Health*, 18(1). <https://doi.org/10.1186/s12960-020-00484-w>

Xu, G., Veloski, J. J., Hojat, M., Politzer, R. M., Rabinowitz, H. K. & Rattner, S. L. (1997). Factors influencing primary care physicians' choice to practice in medically underserved areas. *Academic Medicine*, 72(Supplement 1), S109-S111. <https://doi.org/10.1097/00001888-199710001-00037>

STABILITÉ DE LA RÉPARTITION DES ADMIS EN DEUXIÈME ANNÉE D'ÉTUDES DE MÉDECINE

Le champ de cette étude est constitué des généralistes libéraux ayant débuté l'internat lors des rentrées universitaires 2004 à 2007. La majorité d'entre eux avait donc débuté la deuxième année de médecine entre 2000 et 2003. Le nombre d'étudiants admis à poursuivre leurs études de médecine à l'issue de la première année était fixé par arrêté ministériel, pour chaque université.

L'effectif total des étudiants admis à poursuivre leurs études de médecine au-delà de la première année est croissant entre 2000 et 2003 (augmentation du numerus clausus), mais leur répartition entre universités est stable (tableau A1).

Tableau A1 – Répartition des étudiants de deuxième année de médecine

	2000-2001		2001-2002		2002-2003		2003-2004	
	%	#	%	#	%	#	%	#
Amiens	2,3	89	2,4	98	2,4	112	2,4	122
Angers	2,0	77	2,0	81	2,0	93	2,0	101
Besançon	2,1	79	2,1	86	2,1	98	2,1	106
Bordeaux	5,4	208	5,3	218	5,1	242	5,1	262
Brest	1,9	72	1,9	78	1,9	89	1,9	96
Caen	2,2	85	2,3	93	2,3	107	2,3	117
Clermont-Ferrand	2,3	88	2,3	96	2,3	110	2,3	119
Dijon	2,4	94	2,5	102	2,5	117	2,5	127
Grenoble	2,4	92	2,4	98	2,4	112	2,4	121
Lille	7,3	281	7,2	294	7,2	337	7,1	364
Limoges	1,8	69	1,8	75	1,8	86	1,8	93
Lyon	6,4	248	6,3	257	6,0	283	6,0	306
Marseille	5,2	200	5,1	211	5,1	242	5,1	261
Montpellier-Nîmes	3,3	125	3,3	135	3,3	155	3,3	168
Nancy	3,8	146	3,8	156	3,8	179	3,8	193
Nantes	2,7	102	2,6	108	2,6	124	2,6	134
Nice	1,9	73	1,9	79	1,9	90	1,9	98
Paris	23,4	900	23,2	950	23,4	1 098	23,3	1 187
Pointe-à-Pitre	0,4	15	0,4	15	0,5	25	0,6	32
Poitiers	2,2	83	2,2	91	2,2	104	2,3	115
Reims	2,3	90	2,4	98	2,4	112	2,4	121
Rennes	2,5	96	2,4	100	2,4	115	2,5	125
Rouen	2,7	105	2,7	112	2,7	128	2,7	139
Saint-Étienne	1,6	63	1,6	65	1,7	80	1,7	87
Saint-Denis de La Réunion	0,0	0	0,1	6	0,1	7	0,2	10
Strasbourg	3,4	131	3,4	140	3,4	160	3,4	173
Toulouse	3,7	142	3,7	152	3,7	174	3,7	189
Tours	2,5	97	2,6	106	2,6	121	2,6	132
Total	100	3 850	100	4 100	100	4 700	100	5 098

Note : les étudiants qui avaient été admis en deuxième année de médecine pour l'année universitaire 2000-2001 ont généralement passé le concours de l'internat en 2004.

Lecture : 2,3 % des étudiants de deuxième année de médecine de l'année universitaire 2000-2001 étaient inscrits à l'université d'Amiens.

Source : arrêtés fixant le nombre des étudiants de première année du premier cycle des études médicales autorisés à poursuivre leurs études en médecine à la suite des épreuves terminales de l'année universitaire

ANNEXE 2

REPRÉSENTATIVITÉ DE LA BASE

La Direction de la Recherche, des Études, de l'Évaluation et des Statistiques (DREES) diffuse, par tranches d'âge quinquennales, les répartitions des médecins généralistes ayant une activité libérale par région d'exercice et par sexe. Nous retenons cette répartition en 2017 pour la tranche d'âge 35-39 ans comme comparateur. 93,3 % des médecins des données utilisées dans cette étude ont en effet entre 34 et 41 ans en 2017.

La répartition par région des généralistes libéraux de nos données est compatible avec la répartition de l'ensemble des généralistes libéraux (tableau A2). La proportion de femmes plus élevée dans nos données provient certainement de ce que les champs sont légèrement disjoints. Nos données ne contiennent en effet pas de généralistes libéraux nés à l'étranger (qu'ils soient diplômés en France ou à l'étranger).

Les généralistes libéraux nés à l'étranger forment une population peu documentée. D'après Le Breton-Lerouillois *et al.* (2015), ils représentaient 10 % de l'ensemble des médecins en 2010 et 63 % d'entre eux étaient des hommes. Ils seraient de plus inégalement répartis sur le territoire, se concentrant notamment en Île-de-France, en Auvergne-Rhône-Alpes et en PACA. Ces régions sont justement parmi celles où le taux de femmes dans nos données est plus élevé que dans les données exhaustives.

Tableau A2 – Comparaison de la répartition par région et par sexe des médecins des données utilisées à l'ensemble des médecins, pour la tranche d'âge 35 à 39 ans, en 2017

Région	Ventilation par région				Proportion de femmes		
	Données		Ensemble		Données	Ensemble	IC 95
	%	#	%	IC 95			
Bourgogne-Franche-Comté	4,4	144	4,1	[2,4 ; 5,9]	63,9	57,5	[49,1 ; 65,8]
Bretagne	7,0	231	6,4	[4,6 ; 8,1]	67,1	59,2	[52,6 ; 65,7]
Centre-Val de Loire	3,1	102	2,9	[1,1 ; 4,6]	61,8	60,1	[50,2 ; 70,0]
Corse	0,3	9	0,2	[-1,5 ; 2,0]	22,2	45,7	[12,4 ; 79,0]
DROM	2,8	93	3,4	[1,65 ; 5,15]	51,6	64,1	[53,7 ; 74,5]
Grand-Est	8,0	262	7,8	[6,1 ; 9,6]	61,1	55,6	[49,4 ; 61,7]
Hauts-de-France	7,9	259	8,0	[6,3 ; 9,7]	47,5	44,1	[37,9 ; 50,3]
Île-de-France	12,6	414	13,8	[12,0 ; 15,5]	68,4	62,4	[57,4 ; 67,3]
Nouvelle-Aquitaine	9,2	303	10,1	[8,4 ; 11,9]	54,5	51,2	[45,4 ; 56,9]
Normandie	5,1	166	4,9	[3,2 ; 6,7]	63,3	58,9	[51,1 ; 66,7]
Occitanie	9,9	325	9,5	[7,8 ; 11,3]	66,2	63,5	[58,0 ; 69,1]
PACA	6,5	214	7,6	[5,8 ; 9,3]	59,8	56,0	[49,2 ; 62,8]
Pays de la Loire	7,3	240	6,5	[4,8 ; 8,3]	69,6	63,1	[56,6 ; 69,6]
Rhône-Alpes	15,7	517	14,8	[13,0 ; 16,5]	60,7	56,5	[52,1 ; 60,9]
Total	100	3 279	100		61,6	58,8	[57,1 ; 60,5]

Note : (1) Pour les médecins des données de l'étude, la région d'inscription est considérée comme étant celle de l'immatriculation au répertoire Sirene. Pour les données exhaustives, il s'agit de l'inscription au conseil de l'ordre. Ces deux démarches vont de pair. (2) Par construction, les médecins nés à l'étranger ne sont pas dans nos données. Cela peut expliquer au moins une part des différences constatées. (3) Pour effectuer cette comparaison, nous retenons l'ensemble des médecins de nos données exerçant en 2017 et non pas l'ensemble des médecins exerçant en libéral 12 années après le début de l'internat : l'effectif total (3 279) n'est donc pas identique à celui des autres tableaux.

Lecture : 4,4 % des médecins de nos données âgés de 35 à 39 ans en 2017 exercent dans la région Bourgogne-Franche-Comté en 2017. C'était le cas de 4,1 % de l'ensemble des généralistes libéraux de cette tranche d'âge en 2017.

Champ : médecins généralistes libéraux de 2017 ayant entre 35 et 39 ans cette année-là.

TESTS DE ROBUSTESSE

Le tableau A3 ci-dessous présente les estimations du modèle de la section 4 :

- 1) en partitionnant le territoire selon les régions administratives qui prévalaient avant la réforme de 2015 (robustesse 1),
- 2) en calculant les parts d'internes non pas sur la base des arrêtés d'affectation, mais sur le seul champ des médecins de la base de données repérés comme ayant une activité libérale douze années après l'internat.

Les coefficients estimés ne sont pas significativement différents de ceux du tableau 2.

Tableau A3 – Effet de la répartition des internes sur la répartition des installations – Tests de robustesse

	Robustesse 1				Robustesse 2			
	La partition du territoire correspond aux régions administratives en vigueur avant 2015				Le calcul des parts d'internes est fait sur le champ des médecins ayant une activité libérale 12 années après l'internat			
	Toutes les zones		Toutes les zones Sauf celle de Paris		Toutes les zones		Toutes les zones Sauf celle de Paris	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
Part d'internes	0,38*** (0,07)	0,28*** (0,07)	0,43*** (0,08)	0,31*** (0,07)	0,54*** (0,06)	0,46*** (0,07)	0,57*** (0,06)	0,50*** (0,07)
Part de naissances	-	0,52** (0,10)	-	0,55*** (0,11)	-	0,24** (0,09)	-	0,21*** (0,10)
Contrôles (classement ECN et proportion de femmes)	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non	Non
R ²	0,97	0,98	0,96	0,97	0,97	0,97	0,93	0,94
Observations	23 x 4	23 x 4	22 x 4	22 x 4	28 x 4	28 x 4	27 x 4	27 x 4

Note : les installations de chaque promotion d'internes sont observées 12 années après le début de l'internat. Les régions PACA et Corse sont regroupées. Les DROM sont regroupés, en Antilles-Guyane et Océan-Indien. *** correspond au seuil de significativité à 1 %, ** à 5 % et * à 10 %.
Source et champ : arrêtés d'affectation en internat, base des non-salariés (Insee) et répertoire Sirene (Insee). Médecins généralistes libéraux ayant débuté leur internat entre 2004 et 2007.

Comment prendre en compte le coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure du niveau de vie des ménages en France ?

How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France?

Thomas Blavet*

Résumé – Nous étudions comment adapter la mesure statistique du niveau de vie en France pour prendre en compte les besoins supplémentaires des ménages dans lesquels vit une personne handicapée. Nous mobilisons l’approche par le niveau de vie développée par Berthoud *et al.* (1993) et étendue par Zaidi & Burchardt (2005). À l’appui de l’enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV), cette approche est appliquée aux ménages ordinaires résidant en France métropolitaine pour la période 2017 à 2019. Nous confrontons deux indicateurs de niveau de vie, le sentiment d’aisance financière et le nombre de privations matérielles, et appréhendons le handicap à partir de l’indicateur GALI (*Global Activity Limitation Indicator*). Le coût supplémentaire lié au handicap est estimé à plus de 30 % du revenu disponible quel que soit l’indicateur de niveau de vie. En tenant compte de ce coût supplémentaire, quatre ménages où vit une personne handicapée sur dix seraient en situation de pauvreté monétaire.

Abstract – *We study how to adapt the statistical measurement of standard of living in France to take into account the additional needs of households in which a disabled person lives. We use the standard of living approach developed by Berthoud et al. (1993) and expanded upon by Zaidi & Burchardt (2005). Using the French Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV) survey on income and living conditions, this approach is applied to ordinary households living in metropolitan France from 2017 to 2019. We compare two indicators of standard of living, the feeling of financial well-being and the number of material deprivations, and we assess disability based on the Global Activity Limitation Indicator (GALI). The additional cost due to disability is estimated to be more than 30% of disposable income, regardless of the standard of living indicator. If this additional cost were taken into account, four households out of ten in which a disabled person lives would be in a situation of monetary poverty.*

JEL: D12, I31, J14

Mots-clés : coût du handicap, niveau de vie, pauvreté

Keywords: cost of disability, standard of living, poverty

* Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) ; Paris School of Economics (PSE) ; Université Paris Cité, LIRAES et Chaire Aging UP! Correspondance : thomas.blavet@u-paris.fr

Une version préliminaire de cet article a été présentée aux 44^e Journées des Économistes de la Santé Français à l'Université de Lille. Je tiens à remercier les deux rapporteurs anonymes et la rédactrice en chef pour leurs commentaires. Je souhaite également remercier Emmanuelle Nauze-Fichet pour son encadrement, Vanessa Bellamy, Yann Caenen, Julie Labarthe, Fabrice Lengart, Marie Rey, Layla Ricoch, Delphine Roy et Léa Toulemon pour leurs suggestions. Cette étude a été réalisée dans le cadre d'une convention de recherche signée entre la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques et l'Institut des politiques publiques.

Reçu en mars 2023, accepté en décembre 2023.

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: Blavet, T. (2024). How Can the Additional Cost Due to Disability Be Taken Into Account When Measuring the Standard of Living of Households in France? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 37–55. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2110

Le concept de « niveau de vie » vise à appréhender le bien-être matériel que tire un ménage de son revenu. Il dépend à la fois du revenu et des besoins du ménage. De manière usuelle, le niveau de vie est mesuré statistiquement en rapportant le revenu disponible du ménage à son nombre d'unités de consommation.

Selon la définition de l'Insee, le revenu disponible est le revenu à la disposition du ménage pour consommer et épargner. Il comprend les revenus d'activité nets des cotisations sociales, les indemnités de chômage, les retraites et pensions, les revenus du patrimoine et les autres prestations sociales perçues, nets des impôts directs.

Le nombre d'unités de consommation est le poids attribué à chaque ménage pour rendre compte du fait que les besoins varient selon sa composition, sachant que la vie en commun permet de réaliser certaines économies d'échelle, par exemple pour les dépenses liées au logement. Il est calculé en recourant à ce que l'on appelle une échelle d'équivalence. Ainsi, en Europe, la mesure statistique du niveau de vie s'appuie généralement sur l'échelle d'équivalence dite « de l'OCDE modifiée », laquelle attribue 1 unité de consommation à la personne de référence du ménage, 0,5 unité de consommation à chaque personne supplémentaire âgée de 14 ans ou plus et 0,3 unité de consommation à chaque personne supplémentaire âgée de moins de 14 ans. L'OCDE quant à elle prend pour nombre d'unités de consommation la racine carrée du nombre de personnes composant le ménage.

La prise en compte des besoins du ménage dans la mesure statistique du niveau de vie passe ainsi d'abord par le nombre de ses membres, en tenant compte éventuellement de leur âge. Des travaux récents proposent d'améliorer ces calculs pour que la mesure statistique du niveau de vie reflète mieux la variété des besoins selon les situations familiales, à commencer par le fait que les familles monoparentales font probablement face à des surcoûts spécifiques liés à leur isolement (absence de conjoint pour partager la garde des enfants, économies d'échelle plus faibles pour un parent seul avec un enfant que pour un couple sans enfant, etc.) (Martin, 2017 ; Martin & Périvier, 2018 ; Pinel *et al.*, 2023).

Dans la lignée de ces réflexions, il apparaît essentiel de questionner également la mesure statistique du niveau de vie dans le cas où une personne en situation de handicap vit dans le ménage. À composition familiale donnée, ces ménages peuvent en effet être confrontés à des surcoûts spécifiques, comme nous allons le

développer. Pour ces ménages qui peuvent être économiquement vulnérables, dans la mesure où les personnes en situation de handicap¹ rencontrent davantage de difficultés sur le marché du travail, il est important d'avoir une vision juste de leur situation afin d'éclairer au mieux les besoins d'aide publique.

On considère ici le handicap au sens de la loi n° 2005-102 du 11 février 2005 pour l'égalité des droits et des chances, la participation et la citoyenneté des personnes handicapées, qui le définit plus précisément comme : « toute limitation d'activité ou restriction de participation à la vie en société subie dans son environnement par une personne en raison d'une altération substantielle, durable ou définitive d'une ou plusieurs fonctions physiques, sensorielles, mentales, cognitives ou psychiques, d'un polyhandicap ou d'un trouble de santé invalidant ».

Une personne handicapée, selon cette acception, peut avoir des besoins spécifiques susceptibles d'engendrer des dépenses supplémentaires. Par exemple, pour acquérir des aides techniques (fauteuil roulant manuel ou motorisé, aide optique ou auditive, etc.), faire des aménagements du logement (aménagement de la salle de bain, installation d'une douche adaptée, élargissement des portes, mise en place d'une plateforme élévatrice, etc.), faire des aménagements du véhicule (installation d'un siège pivotant de voiture, aménagement du véhicule dédié à la conduite, etc.), achat d'une aide animalière (chien guide ou chien d'assistance) ou encore pour rémunérer une aide humaine (aide-ménagère, soins infirmiers, etc.). Les personnes handicapées sont également susceptibles d'avoir recours aux soins de façon plus fréquente (consultations, dépenses de pharmacie, hospitalisations). En particulier, leurs dépenses de santé augmentent fortement lorsqu'elles ont recours à l'aide humaine. Penneau *et al.* (2019) estimaient pour la France que leur surcroît de dépenses de santé représentait en 2008 entre 5 000 et 17 000 euros par an en moyenne selon le degré de recours et que le reste à charge était de 800 euros par an en moyenne quelle que soit la classe de recours à l'aide humaine. Le reste à charge était par ailleurs plus élevé pour les personnes âgées de 60 ans ou plus que pour celles âgées de moins de 60 ans, malgré un niveau de dépenses équivalent, du fait de profils de consommations de soins et de types d'exonération différents.

1. Dans la suite de l'article, nous utiliserons le terme de personnes handicapées.

Si les besoins spécifiques des personnes handicapées sont parfaitement pris en charge par les aides publiques, il n'y a pas à en tenir compte dans la mesure statistique du niveau de vie. En revanche, s'ils ne le sont pas parfaitement, ne pas en tenir compte peut conduire à surestimer le niveau de vie des personnes handicapées et à sous-estimer leur taux de pauvreté monétaire. Levieil (2017) évoque aussi le fait que les besoins spécifiques des personnes handicapées peuvent non seulement engendrer des dépenses supplémentaires, mais aussi limiter les économies d'échelle engendrées par la vie en commun, ces dépenses spécifiques étant peu mutualisables.

En France, les pouvoirs publics ont mis en place des dispositifs pour augmenter les ressources monétaires des personnes handicapées (encadré 1), à travers notamment l'allocation aux adultes handicapés (AAH), et des dispositifs en nature permettant de compenser une partie des dépenses liées au handicap, à travers notamment l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) et la prestation de compensation du handicap (PCH). Les dispositifs augmentant les ressources monétaires sont pris en compte dans la mesure statistique du niveau de vie via le revenu disponible. En revanche, les dispositifs en nature tels que l'APA et la PCH ne le sont pas. Il s'agit ici d'apprécier dans quelle mesure il subsiste des surcoûts spécifiques liés au handicap malgré ces dispositifs et, si c'est le cas, comment le fait d'en tenir compte pourrait modifier l'appréciation du niveau de vie des personnes handicapées.

Une difficulté dans cette analyse est le repérage statistique de la population handicapée. Plusieurs critères peuvent être mobilisés, qui ne se recouvrent pas, conduisant à des dénombrements différents selon que l'on utilise un seul critère, que l'on adopte une approche large à partir de l'un ou l'autre critère ou une approche restrictive à partir du croisement de critères (Bellamy, 2023). Selon les données disponibles, deux critères sont souvent utilisés : le fait de déclarer une limitation sévère dans une fonction physique, sensorielle ou cognitive et le fait de déclarer une restriction globale d'activité forte depuis plus de six mois pour des raisons de santé dans les activités que les gens font habituellement. Ce deuxième critère, appelé *Global Activity Limitation Indicator* (GALI), tend à être utilisé de plus en plus dans les enquêtes généralistes dans la mesure où il permet d'aborder en une seule question quatre éléments constitutifs du handicap : sa dimension chronique, ses causes médicales, le fait que

l'on cherche à mesurer les conséquences sur les activités et que l'on se place dans un contexte social donné (Dauphin & Eideliman, 2021). Un troisième critère souvent utilisé lorsque l'on mobilise des données administratives est le fait d'avoir une reconnaissance administrative d'un handicap ou d'une perte d'autonomie. Enfin, certaines études mobilisent des informations sur les limitations dans les activités de la vie quotidienne (s'habiller, se laver, etc.) et dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (faire son ménage ou sa lessive, prendre ses médicaments, etc.).

L'enquête Vie quotidienne et santé réalisée en 2021 par la DREES permet de comparer les dénombrements de personnes handicapées appréhendées selon les deux premiers critères : la déclaration d'une limitation sévère dans une fonction physique, sensorielle ou cognitive et le GALI. En 2021, en France, parmi les personnes âgées de 15 ans ou plus vivant en logement ordinaire, 12,5 % sont handicapées selon le premier critère, 6,2 % selon le second critère, 4,7 % selon les deux critères et 14,0 % sont handicapées selon au moins l'un des deux critères (Rey, 2023).

Dans la première partie, nous présentons les différentes approches envisagées dans les travaux internationaux pour tenir compte du coût supplémentaire lié au handicap dans la mesure statistique du niveau de vie. La question que nous nous proposons d'étudier n'a en effet rien de spécifique à la France, même si les résultats dépendent forcément de la situation de chaque pays en matière d'aide publique aux personnes handicapées. En particulier, nous présentons l'approche que nous privilégions dans cet article, celle dite « par le niveau de vie » développée par Berthoud *et al.* (1993) et étendue par Zaidi & Burchardt (2005), ainsi qu'une revue de littérature des articles s'inscrivant dans la lignée de leur approche. Cette méthode s'appuie sur la modélisation d'indicateurs du niveau de vie des individus tels que leur opinion sur leur plus ou moins grande aisance financière ou le nombre de privations de certains biens de consommation dont ils font part. Nous présentons ensuite la source statistique, les indicateurs de niveau de vie et la mesure du handicap retenue pour mettre en œuvre cette approche sur le champ de la France. Au regard des données disponibles, nous mobilisons en effet le GALI, i.e. le fait de déclarer une restriction globale d'activité forte depuis plus de six mois pour des raisons de santé dans les activités que les gens font habituellement.

ENCADRÉ 1 – La prise en charge du handicap en France

La prise en charge du handicap en France se fait à travers plusieurs dispositifs. Il existe tout d'abord des prestations sociales permettant d'assurer un minimum de ressources à la personne handicapée, il s'agit de l'allocation aux adultes handicapés (AAH). Les montants versés au titre de l'AAH figurent dans le montant du revenu disponible du ménage.

En complément de l'assurance maladie obligatoire, il existe en France des dispositifs permettant de compenser en partie le coût du handicap à travers la prestation de compensation du handicap (PCH) et l'allocation personnalisée d'autonomie (APA). Ces allocations servent à compenser les dépenses liées au handicap et correspondent à des transferts monétaires aux ménages bénéficiaires de ces allocations pour rembourser des achats de biens et de services. Par conséquent, une partie des dépenses supplémentaires auxquelles font face les ménages où vit une personne handicapée est prise en charge par ces dispositifs. Le revenu disponible des ménages ne comporte pas les allocations versées au titre de la PCH et de l'APA. Néanmoins, ces allocations ont une incidence sur le coût économique lié au handicap estimé et conduiront à une estimation plus faible de ce coût économique qu'en l'absence de ces dispositifs.

Allocation aux adultes handicapés

L'AAH est une aide financière versée par les CAF ou les caisses de la MSA accordée sur décision de la Commission des droits et de l'autonomie des personnes handicapées (CDAPH) en fonction de critères d'incapacité, d'âge, de résidence et de ressources. Cette aide financière permet d'assurer un minimum de ressources à la personne handicapée.

Pour percevoir l'AAH, la personne doit avoir un taux d'incapacité d'au minimum 80 % ou un taux d'incapacité compris entre 50 et 79 % en ayant une restriction substantielle et durable d'accès à l'emploi. Les personnes éligibles doivent être âgées d'au moins 20 ans (ou au moins 16 ans si la personne n'est plus à la charge de ses parents). Enfin, un critère de résidence s'applique ainsi qu'un critère de ressources tenant compte de celles du conjoint éventuel. À partir du 1^{er} octobre 2023, la réforme de la déconjugalisation de l'AAH a changé le mode de calcul de l'allocation. Désormais, seules les ressources personnelles de la personne handicapée sont prises en compte dans le calcul de la prestation.

Allocation personnalisée d'autonomie

L'APA est une aide financière versée par les départements en fonction de critères sur le degré de perte d'autonomie, d'âge et de résidence. Cette aide financière permet de payer en totalité ou en partie les dépenses nécessaires pour rester à domicile (dans le cas de l'APA à domicile) ou de couvrir une partie du tarif dépendance fixé par l'établissement d'accueil (dans le cas de l'APA en établissement).

Pour percevoir l'APA, la personne doit être âgée d'au moins 60 ans et être dans une situation de perte d'autonomie, c'est-à-dire avoir besoin d'aide pour accomplir les actes de la vie quotidienne. Le montant de l'APA est déterminé en fonction de la perte d'autonomie mesurée à l'aide de la grille AGGIR définissant plusieurs degrés de perte d'autonomie allant du GIR 1 au GIR 6. Seules les personnes classées en GIR 1 à GIR 4 peuvent percevoir l'APA. Un critère de résidence s'applique également.

En 2023, les personnes ayant des ressources mensuelles supérieures à 864,60 euros et inférieures à 3 184,11 euros ont un reste à charge qui varie progressivement de 0 % à 90 % du montant du plan d'aide. Pour les niveaux de ressources mensuelles supérieures, le reste à charge est égal à 90 % du montant du plan d'aide utilisé.

Prestation de compensation du handicap

La PCH est une aide financière versée par les départements, accordée sur décision de la CDAPH en fonction de critères sur le degré de perte d'autonomie, d'âge, de résidence et de ressources. Cette aide financière permet de rembourser les dépenses liées à la perte d'autonomie et comprend l'aide humaine, l'aide technique, l'aménagement du logement, l'aide au transport et enfin une aide spécifique ou exceptionnelle.

Pour percevoir la PCH, la personne doit rencontrer une difficulté absolue pour la réalisation d'une activité importante du quotidien ou une difficulté grave pour la réalisation d'au moins deux activités importantes du quotidien. Les personnes éligibles doivent être âgées de moins de 60 ans. Dans le cas des enfants ou des adolescents, l'enfant doit avoir moins de 20 ans et percevoir l'AEEH. L'aide est attribuée sans condition de ressources mais le montant varie en fonction des ressources, le taux maximum de prise en charge étant de 80 à 100 % selon les ressources. Enfin, un critère de résidence s'applique.

Une dérogation au-delà des 60 ans est possible pour les personnes dont le handicap répondait avant 60 ans aux critères d'attribution de la PCH et pour celles qui exercent toujours une activité professionnelle et dont le handicap répond aux critères d'attribution au moment de la demande.

La PCH n'est pas cumulable avec l'APA : à partir de 60 ans, les personnes qui remplissent les conditions pour prétendre à l'APA peuvent choisir entre le maintien de la PCH ou le bénéfice de l'APA lors du renouvellement de leur droit.

Dans la deuxième partie, nous présentons les estimations du coût supplémentaire lié au handicap obtenues et l'impact de leur prise en compte sur l'appréciation des inégalités de niveau de vie et de la pauvreté monétaire. Ces

estimations sont réalisées pour l'ensemble des ménages et pour les principales configurations familiales (personnes seules, couples avec ou sans enfant, familles monoparentales), en tenant compte de l'âge de la personne de référence et de

son éventuel conjoint. Nous veillons à distinguer les configurations familiales, car une personne handicapée qui vit en couple peut nécessiter moins fréquemment les services d'auteurs professionnels en raison du soutien apporté par son conjoint. Nous distinguons également les personnes de 60 ans et plus de celles de moins de 60 ans, car les achats spécifiques de biens et services liés au handicap sont en partie pris en charge par la PCH et l'APA, et la PCH s'adresse principalement aux personnes handicapées âgées de moins de 60 ans alors que l'APA est destinée aux personnes âgées de 60 ans ou plus handicapées ou en perte d'autonomie. Nous présentons également les estimations du coût supplémentaire des ménages dans lesquels vit une personne qui déclare une restriction depuis plus de six mois pour des raisons de santé dans les activités que les gens font habituellement, en distinguant selon que cette personne déclare une « forte » restriction ou une « faible » restriction.

Dans la troisième partie, nous analysons les résultats et les comparons avec ceux de la

littérature internationale. Nous discutons enfin des limites, en particulier la sensibilité des résultats à la mesure du handicap.

1. Méthodologie et données

Pour mesurer le coût supplémentaire lié au handicap, nous cherchons à estimer le revenu supplémentaire nécessaire à un ménage dans lequel une personne est handicapée pour qu'il ait le même niveau de vie qu'un ménage ayant des caractéristiques proches, mais dans lequel il n'y a pas de personne handicapée.

Il existe plusieurs méthodes pour réaliser une telle estimation et chacune présente des avantages et des limites (encadré 2). Nous mobilisons l'approche dont nous considérons qu'elle présente le moins de limites, à savoir l'approche dite « par le niveau de vie » développée par Berthoud *et al.* (1993) et étendue par Zaidi & Burchardt (2005). Elle permet de mesurer le coût supplémentaire lié au handicap en utilisant une variable latente du niveau de vie.

ENCADRÉ 2 – Les approches permettant de mesurer le coût supplémentaire lié au handicap

Plusieurs approches permettent de mesurer le coût supplémentaire lié au handicap. Différents auteurs ont résumé les avantages et inconvénients des différentes approches, dont Tibble (2005) et Morciano *et al.* (2015).

Une première approche repose sur l'examen des habitudes de consommation et sur le fait que la structure budgétaire peut être un bon indicateur du niveau de vie. Notamment, pour étudier le coût supplémentaire lié à la présence d'un enfant, Engel (1857) est parti de l'hypothèse que la part des dépenses consacrées à l'alimentation, dépenses de première nécessité, tendait à diminuer avec le niveau de vie. Il a ainsi modélisé cette part en fonction du revenu et de diverses caractéristiques du ménage pour en déduire l'impact de la présence d'un enfant sur le niveau de vie. Rothbarth (1943) suppose que les dépenses en biens consommés exclusivement par les adultes, comme par exemple les vêtements pour adulte, les dépenses en tabac et alcool, peuvent être utilisés. Plus un ménage consacre une part importante de son budget à ces achats, plus il est supposé disposer d'un niveau de vie élevé. Cette approche a été utilisée par Jones & O'Donnell (1995) et Mitra *et al.* (2009) pour mesurer le coût supplémentaire lié au handicap. Elle est cependant critiquée dans la mesure où c'est le statisticien qui définit quelle part de dépenses (alimentation, vêtements, etc.) lui semble être un bon indicateur de niveau de vie. Or, rien ne permet vraiment de valider le choix du type de dépense retenu. De plus, la structure budgétaire peut aussi refléter des préférences personnelles (Martin, 2017). Ces préférences et le mode de vie peuvent évoluer en fonction de la taille du ménage ou de certaines vulnérabilités, réduisant la consommation de certains biens pour adultes sans que cela soit lié à une diminution du niveau de vie.

Une seconde approche consiste à interroger un ensemble d'experts pour évaluer les coûts supplémentaires liés au handicap ou à questionner directement les personnes handicapées sur l'estimation qu'ils font des coûts supplémentaires auxquels ils font face. La difficulté de cette approche est que les coûts supplémentaires liés au handicap peuvent dépendre de la nature des limitations auxquelles sont confrontées les personnes du fait de leur handicap, mais aussi d'autres caractéristiques de leur ménage. De ce fait, cette méthode est difficile à mettre en œuvre, car elle nécessite de définir de nombreux cas types. Elle est par ailleurs dépendante du choix des experts sur le panier de biens et de services supplémentaires à prendre en compte. Les personnes handicapées peuvent quant à elles avoir des difficultés à envisager et évaluer la situation contrefactuelle où elles n'auraient pas de handicap. Malgré ces obstacles et limites, elle a été mise en œuvre par Martin & White (1988), Thompson *et al.* (1990) et Smith *et al.* (2004).

Une troisième approche s'appuie sur la correspondance établie par les individus entre revenu et niveau de vie, par exemple en leur proposant différents montants de revenus et en leur demandant de positionner sur une échelle de satisfaction le niveau de vie qu'il leur permettrait d'atteindre, ou à l'inverse en leur demandant d'estimer le revenu nécessaire pour atteindre tel degré de satisfaction quant à leur revenu. Une telle approche a été mise en œuvre par Kapteyn & van Praag (1978) qui en déduisent des échelles d'équivalence entre ménages de caractéristiques différentes. Le problème de cette approche est que la correspondance établie par les individus dépend de leur propre revenu.

Une quatrième approche, dite « approche par le niveau de vie », a été développée par Berthoud *et al.* (1993) et étendue par Zaidi & Burchardt (2005). Cette approche est détaillée dans l'article.

1.1. L'approche par le niveau de vie

Nous illustrons la méthode dans l'hypothèse basique où le niveau de vie croît linéairement avec le revenu à caractéristiques du ménage données (figure I). Pour atteindre un niveau de vie S^* , un ménage de caractéristiques données dans lequel il n'y a pas de personne handicapée (droite noire) a besoin d'un revenu égal à Y , alors qu'un ménage de mêmes caractéristiques comportant une personne handicapée (droite grise) a besoin d'un revenu $Y1$, supérieur à Y . Ainsi, à caractéristiques données, $Y1 - Y$ correspond au coût supplémentaire auquel fait face un ménage où vit une personne handicapée.

Algébriquement, la méthode par le niveau de vie passe par l'estimation de l'équation suivante :

$$S = \alpha Y + \beta D + \gamma X + k + \varepsilon, \quad (1)$$

où S est un indicateur du niveau de vie du ménage, Y le revenu disponible du ménage, D une indicatrice de la présence d'une personne handicapée dans le ménage, X correspond aux caractéristiques du ménage et de sa personne de référence tandis que α, β, γ, k sont les paramètres à estimer.

Notons E le coût supplémentaire lié au handicap, c'est-à-dire qu'un ménage de caractéristiques X dans lequel il y a une personne handicapée a besoin d'un revenu $Y + E$ pour atteindre le même niveau de vie qu'un ménage de mêmes caractéristiques X ne comportant pas de personne handicapée et ayant un revenu Y . Nous avons donc :

$$\alpha(Y + E) + \beta(1) + \gamma X + k = \alpha Y + \beta(0) + \gamma X + k \quad (2)$$

En résolvant (2), nous obtenons :

$$E = \frac{dY}{dD} = -\frac{\beta}{\alpha} \quad (3)$$

Cependant, les hypothèses usuelles sur la relation entre le revenu disponible et le niveau de vie sont plutôt que les rendements sont décroissants entre le niveau de vie et le revenu disponible, i.e. qu'un surcroît de revenu donné améliore plus le niveau de vie d'un ménage modeste que celui d'un ménage aisé, et que le coût supplémentaire lié au handicap augmente avec le revenu, i.e. que les besoins liés au handicap coûtent plus cher pour un ménage aisé que pour un ménage modeste s'il veut compenser sa perte de niveau de vie. Ces hypothèses sont confortées par plusieurs travaux. En particulier, Zaidi & Burchardt (2005) et Morris & Zaidi (2020) ont conclu que le meilleur ajustement aux données se faisait en prenant pour Y non pas le revenu disponible mais son logarithme (figure II). C'est cette forme d'équation que nous privilégierons dans cet article.

Algébriquement, il s'agit d'estimer l'équation suivante :

$$S = \alpha \ln Y + \beta D + \gamma X + k + \varepsilon \quad (4)$$

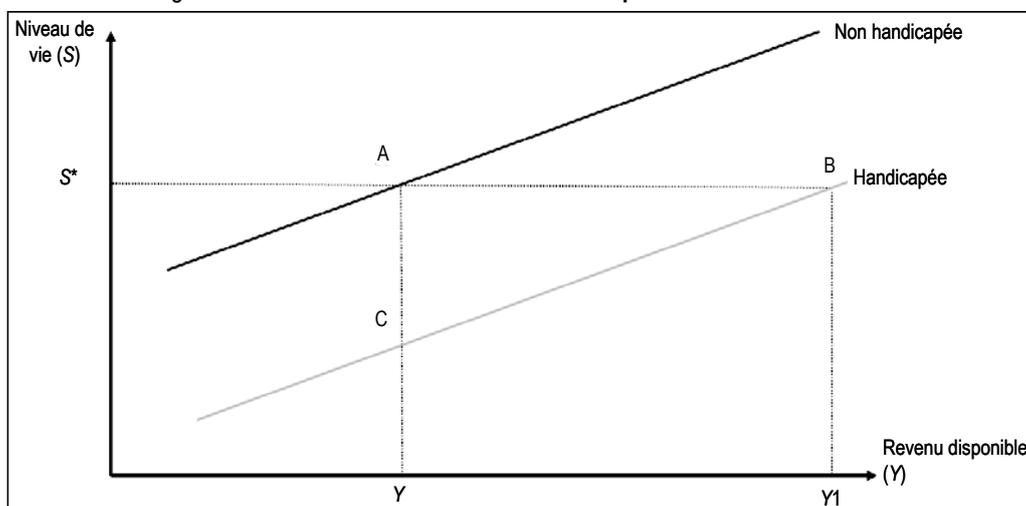
On cherche alors par quel facteur λ il faut multiplier Y pour qu'un ménage où vit une personne handicapée atteigne le même niveau de vie qu'un ménage de mêmes caractéristiques X sans personne handicapée, ce qui revient à résoudre :

$$\alpha \ln(\lambda Y) + \beta(1) + \gamma X + k = \alpha \ln(Y) + \beta(0) + \gamma X + k \quad (5)$$

En résolvant (5), nous obtenons :

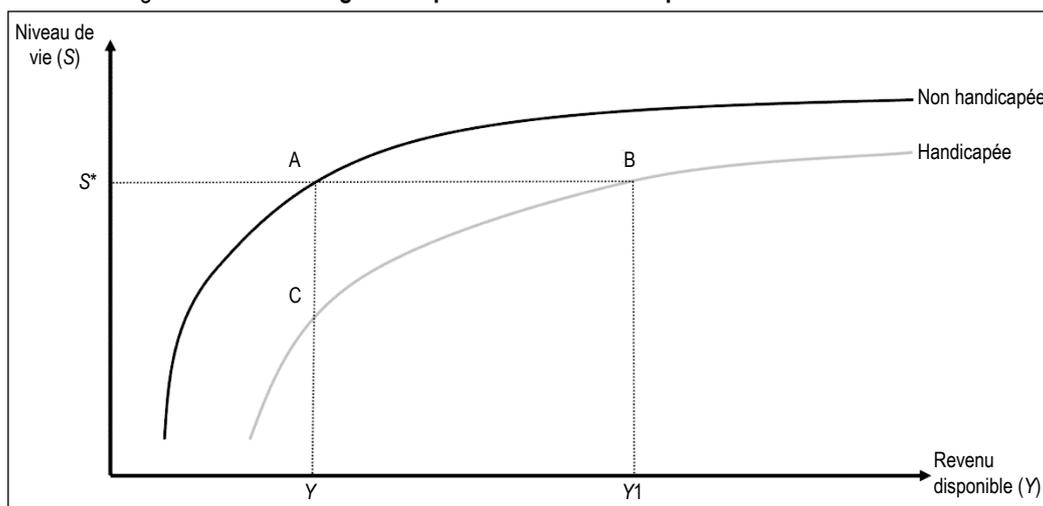
$$\lambda = \exp\left(-\frac{\beta}{\alpha}\right) = \exp(E) \quad (6)$$

Figure I – Relation linéaire entre le revenu disponible et le niveau de vie



Source : graphique extrait de Morris & Zaidi (2020).

Figure II – Relation logarithmique entre le revenu disponible et le niveau de vie



Source : graphique extrait de Morris & Zaidi (2020).

Partant de l'approximation $\exp(E) = 1 + E$ au voisinage de zéro, les auteurs interprètent alors E comme le pourcentage de revenu disponible supplémentaire nécessaire à un ménage dans lequel il y a une personne handicapée pour atteindre le même niveau de vie qu'un ménage de mêmes caractéristiques dans lequel il n'y a pas de personne handicapée.

Comment les aides publiques jouent-elles sur E ?

Il existe deux types d'aides publiques permettant de soutenir les personnes handicapées. Le premier type d'aide consiste en un revenu versé indépendamment des dépenses spécifiques effectuées par les ménages, par exemple sous forme d'une allocation. Cette forme d'aide augmente le revenu disponible et donc le niveau de vie sans modifier l'écart entre les deux courbes (déplacement le long de la courbe grise). Elle ne modifie donc pas E . Le second type d'aide consiste à compenser, partiellement ou totalement, les dépenses liées au handicap. Cette forme d'aide réduit l'écart entre les deux courbes (déplacement de la courbe grise vers le haut). Elle modifie donc E .

L'approche par le niveau de vie consiste donc à estimer l'équation (4), reliant le niveau de vie du ménage au logarithme de son revenu disponible, à la présence ou non d'une personne handicapée dans le ménage et aux différentes caractéristiques du ménage.

1.2. Les travaux mobilisant l'approche par le niveau de vie

L'approche par le niveau de vie a été utilisée pour mesurer le coût supplémentaire lié au

handicap dans plusieurs pays, notamment au Royaume-Uni par Zaidi & Burchardt (2005), en Chine par Loyalka *et al.* (2014) et en Turquie par Ipek (2020). Récemment, la méthode a été reprise par Morris & Zaidi (2020) pour estimer le coût supplémentaire lié au handicap pour les adultes âgés de 50 à 65 ans de quinze pays d'Europe en utilisant les données de l'enquête *Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe* (SHARE).

Mitra *et al.* (2017) ont réalisé une revue de littérature s'appuyant sur vingt articles estimant le coût supplémentaire lié au handicap avec diverses approches. Le tableau S1 de l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article) présente une revue de différents articles s'appuyant sur l'approche par le niveau de vie pour mesurer le coût supplémentaire lié au handicap.

À la différence de Zaidi & Burchardt (2005) et de Morris & Zaidi (2020), qui utilisent des indicateurs du niveau de vie subjectifs tels que la perception qu'ont les ménages de leur situation financière, les autres auteurs mobilisent des indicateurs objectifs rendant compte par exemple des privations relatives à certains biens de consommation durables, de la prise de vacances durant les deux dernières années ou de la possession d'épargne. C'est notamment le cas de Cullinan *et al.* (2011), Loyalka *et al.* (2014), ou plus récemment Schuelke *et al.* (2022).

Concernant la mesure du handicap utilisée, certains auteurs s'appuient sur les limitations dans les activités essentielles ou instrumentales de la vie quotidienne, c'est le cas de Ipek (2020), ou sur les limitations dans la vie professionnelle, c'est le cas de Morris & Zaidi (2020) et de She & Livermore (2007). D'autres auteurs s'appuient

sur les limitations fonctionnelles (physiques, sensorielles ou cognitives), c'est le cas de Cullinan *et al.* (2011 ; 2013), Loyalka *et al.* (2014), Minh *et al.* (2015) ou Mont & Cuong (2011).

Cullinan *et al.* (2011) ont étendu l'approche par le niveau de vie de Zaidi & Burchardt (2005) pour l'appliquer à un panel de ménages. Cette méthode permet de contrôler l'hétérogénéité inobservée des ménages (par exemple leur culture, leurs préférences ou leurs habitudes) ainsi que le handicap et les revenus antérieurs. De plus, la méthode permet de distinguer les coûts du handicap à court et à long terme. Les auteurs mobilisent dans leurs travaux l'enquête *Living In Ireland Survey* (LII), qui permet de suivre un panel représentatif de ménages irlandais de 1995 à 2011. Cette enquête était la version Irlandaise du dispositif européen *European Community Household Panel* (ECHP), remplacée depuis par le dispositif *Statistics on Income and Living Conditions* (EU-SILC). Désormais, ce ne sont plus les ménages mais les individus qui sont suivis en panel, si bien qu'il n'est plus possible d'appliquer la méthode de Cullinan *et al.* (2011).

Enfin, Morciano *et al.* (2015) reprennent l'approche par le niveau de vie en permettant de prendre en compte la nature latente du niveau de vie et du handicap, en s'appuyant sur neuf difficultés et limitations pour caractériser la sévérité du handicap.

Nous nous proposons pour notre part d'appliquer la méthode de Zaidi & Burchardt (2005) à la France en la déclinant selon la configuration familiale. D'une part, les modalités d'aide publique aux personnes handicapées varient d'un pays à l'autre selon son système de protection sociale. Or, le coût supplémentaire lié au handicap que l'on peut estimer via cette méthode est un coût net de la prise en charge publique directe de certaines dépenses. Il permet de corriger la mesure statistique du niveau de vie basée sur le revenu disponible du ménage et de mieux apprécier les inégalités de niveau de vie en tenant compte de toutes les aides publiques, celles qui couvrent directement des dépenses et celles qui augmentent le revenu disponible. D'autre part, il est important de tenir compte de la configuration familiale du ménage : le coût supplémentaire lié au handicap peut en effet différer selon que la personne handicapée est seule ou que d'autres personnes vivent avec elle. Par exemple, une personne handicapée ne vivant pas seule peut bénéficier de l'aide au quotidien des personnes vivant avec elle ce qui peut réduire le coût supplémentaire lié au handicap. Les adultes vivant seuls sont plus susceptibles de

ne pas recevoir d'aides informelles au quotidien et de devoir se tourner vers une aide professionnelle, en cas de disponibilité de ces services (Burchardt *et al.*, 2018).

1.3. Les données

Nous mobilisons les données de l'enquête Statistiques sur les ressources et les conditions de vie (SRCV), version française du dispositif européen EU-SILC. L'enquête est réalisée chaque année auprès d'environ 12 000 ménages représentatifs des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine. Elle est ensuite appariée aux données fiscales de la Direction générale des finances publiques (DGFIP) et, depuis 2009, aux données sociales de la Caisse nationale des allocations familiales (Cnaf), de la Caisse centrale de mutualité sociale agricole (CCMSA) et de la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav). Ces appariements permettent de disposer d'informations fiables sur les ressources du ménage et de mesurer précisément son revenu disponible. Celui-ci comprend les revenus d'activité ou de remplacement (pensions de retraite et indemnités de chômage notamment), les revenus du patrimoine, les transferts en provenance d'autres ménages et les prestations sociales et minima sociaux (dont l'AAH), nets des impôts directs. En revanche, le revenu disponible du ménage ne comprend pas les allocations versées au titre de la PCH et de l'APA, qui ne sont pas considérées comme des ressources, mais comme des compensations de dépenses (cf. encadré 1). Ces prestations n'augmentent pas les ressources, mais diminuent les besoins : le coût que l'on estime est net de cette prise en charge.

Nous empilons trois vagues d'enquête, 2017, 2018 et 2019, afin d'avoir des effectifs suffisants dans les croisements structurants de l'analyse (modalités des variables de niveau de vie et présence d'une personne handicapée). Les estimations sur l'ensemble des ménages s'appuient ainsi sur environ 33 000 observations (voir le tableau S3 de l'Annexe en ligne).

Pour appréhender le niveau de vie, deux indicateurs sont disponibles dans l'enquête SRCV. Le premier correspond à la situation financière subjective du ménage. Il est appréhendé par la question suivante : « actuellement, (pour le ménage,) diriez-vous plutôt que financièrement : ». Les modalités de réponse sont les suivantes « vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes », « vous y arrivez difficilement », « c'est juste, il faut faire attention », « ça va », « vous êtes plutôt à l'aise » et « vous êtes vraiment à l'aise ». Zaidi & Burchardt (2005) et

Morris & Zaidi (2020) avaient utilisé de même une variable de satisfaction de la situation financière du ménage pour réaliser leurs estimations (voir le tableau S1 de l'Annexe en ligne). Les travaux réalisés en France pour estimer des échelles d'équivalence de niveau de vie selon la configuration familiale mobilisent souvent cette question, disponible également dans l'enquête Budget de famille (Hourriez & Olier, 1997 ; Martin, 2017 ; Martin & Périvier, 2018 et Pinel *et al.*, 2023).

Le second indicateur utilisé pour appréhender le niveau de vie est construit à partir des questions sur les privations matérielles causées par l'insuffisance de ressources monétaires. Plusieurs travaux sur le coût du handicap mobilisent une variable de ce type (voir le tableau S1 de l'Annexe en ligne). Pour construire cet indicateur, nous nous basons sur l'indicateur européen de privation matérielle (Guio *et al.*, 2016). Celui-ci est défini par l'absence, due à l'insuffisance de ressources monétaires, d'au moins trois items parmi les neuf suivants : capacité de faire face à des dépenses imprévues d'un montant significatif (égal au seuil de pauvreté) ; payer à temps le loyer ou les remboursements d'emprunt immobilier, les factures courantes, les remboursements d'emprunts à la consommation ; payer une semaine de vacances par an ; maintenir le logement à la bonne température ; avoir un repas avec de la viande ou l'équivalent au moins un jour sur deux ; disposer d'un lave-linge ; disposer d'un téléviseur couleur ; disposer d'un téléphone ; disposer d'une voiture. Nous retenons comme indicateur de niveau de vie le nombre de privations matérielles en considérant que le niveau de vie est d'autant plus faible que le nombre de privations est élevé. Nous retenons quatre modalités : 0, 1, 2 et 3 ou plus (ménages considérés en situation de privation matérielle du fait de l'insuffisance de ressources monétaires). À partir de 2020, l'indicateur de privation matérielle a été remplacé par l'indicateur de privation matérielle et sociale pour étudier le risque de pauvreté et d'exclusion sociale. Ce dernier vise à améliorer l'indicateur de privation matérielle, il repose sur treize éléments dont six sont communs avec l'ancien indicateur. Nous avons cependant privilégié l'ancien indicateur pour pouvoir empiler plusieurs vagues d'enquête et disposer d'effectifs plus conséquents.

Pour appréhender la présence d'une personne handicapée dans le ménage, nous utilisons la question qui sert à calculer l'indicateur GALI : « êtes-vous limité, depuis au moins six mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? » et dont les

modalités de réponse sont les suivantes « oui, fortement limité », « oui, limité mais pas fortement » et « non, pas limité du tout »². Il s'agit de fait de la seule information dont nous disposons, mais plusieurs travaux concourent à valider l'usage de cet indicateur. Ainsi, Berger *et al.* (2015) montrent que l'indicateur GALI est lié fortement à la mesure du handicap basée sur les limitations dans les activités essentielles et instrumentales de la vie quotidienne, mais aussi à celle basée sur les limitations fonctionnelles. Cabrero-García *et al.* (2020) montrent qu'il est également lié fortement à une mesure basée sur les limitations de l'activité professionnelle. Le niveau de restriction globale d'activité (faible ou forte) est par ailleurs lié fortement au nombre de limitations dans les activités de la vie quotidienne et à leur niveau de sévérité (Van Oyen *et al.*, 2006).

Plus précisément, nous retenons une variable prenant la modalité 1 si la personne de référence³ et/ou son conjoint se déclare(nt) fortement limité(s) au sens de la question GALI et 0 sinon. Cette question est posée uniquement aux membres du ménage âgés de 16 ans ou plus. Les enfants handicapés de moins de 16 ans d'un ménage ne sont donc pas repérés dans l'enquête. C'est pourquoi nous n'étudions que le handicap de la personne de référence et de son éventuel conjoint. Selon cet indicateur, 13,9 % des ménages sont concernés par la présence d'une personne handicapée pour la période 2017 à 2019 (voir le tableau S3 de l'Annexe en ligne).

1.4. Méthode d'estimation : modèles logistiques ordinaux sur des données empilées

Pour réaliser les estimations, nous mobilisons successivement comme variable latente du niveau de vie (S_j) deux variables qualitatives à plus de deux modalités ordonnées hiérarchiquement, la satisfaction de la situation financière et l'indicateur de privation matérielle. En pratique, on recourt donc à des modèles logistiques ordinaux sur des données empilées de 2017 à 2019. Les deux variables explicatives principales sont le logarithme du revenu disponible en euros constant 2019 ($\ln(Y_j)$) du ménage j et une indicatrice valant 1 si la personne de référence et/ou son conjoint se déclarent fortement limités au sens de la question GALI (D_j).

2. On parle de restriction globale d'activité forte pour la première modalité et de restriction globale d'activité faible pour la deuxième modalité.

3. La personne de référence du ménage est la personne qui apporte le plus de ressources. Lorsqu'il y a plusieurs principaux apporteurs de ressources, la personne de référence est en priorité l'actif, le retraité, puis l'autre inactif ; à statut égal, la personne de référence est la personne la plus âgée.

$$S_j = \gamma_0 + \alpha \ln(Y_j) + \beta D_j + \gamma_1 \text{Occupation}_j + \gamma_2 \text{Tuu}_j + \gamma_3 \text{Adulte}_j + \gamma_4 \text{Enfant}_j + \gamma_5 \text{Age}_j^{PR} + \gamma_6 \text{Genre}_j^{PR} + \gamma_7 \text{Diplôme}_j^{PR} + \gamma_8 \text{Nationalité}_j^{PR} + \gamma_9 2017 + \gamma_{10} 2018 + \varepsilon_j$$

Enfin, les estimations sont réalisées en contrôlant par le statut d'occupation du logement (*Occupation_j*), la localisation selon la taille de l'unité urbaine (*Tuu_j*), le nombre d'adultes (*Adulte_j*) et le nombre d'enfants (*Enfant_j*) dans le ménage, l'âge de la personne de référence (*Age_j^{PR}*), son genre (*Genre_j^{PR}*), son niveau de diplôme le plus élevé obtenu (*Diplôme_j^{PR}*), ainsi que sa nationalité (*Nationalité_j^{PR}*). Enfin, des effets fixes années sont introduits. La description des variables utilisées est consultable dans le tableau S2 de l'Annexe en ligne.

1.5. Statistiques descriptives

Les ménages dans lesquels la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé déclarent davantage de privations matérielles (tableau 1). En effet, parmi les ménages où la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé, 16,4 % déclarent deux privations matérielles et 18,8 % en déclarent trois, contre respectivement 10,9 % et 10,1 % parmi les autres ménages. Les ménages dans lesquels la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé ont également une moins bonne appréciation de leur situation financière. En effet, parmi les ménages où la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé, 21,6 % déclarent y arriver difficilement et 5,6 %

déclarent ne pas y arriver sans faire de dettes, contre respectivement 12,0 % et 3,4 % parmi les autres ménages.

39,5 % des ménages dans lesquels la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé sont des couples sans enfant, contre 24,6 % des autres ménages (tableau 2). Cette caractéristique s'explique en partie par l'âge plus élevé des personnes handicapées, qui comprennent les personnes dépendantes et en perte d'autonomie : 30,1 % des personnes de référence dans un ménage où vit une personne handicapée sont âgées de 60 à 74 ans et 34,2 % sont âgées de 75 ans ou plus, contre respectivement 24,9 % et 12,2 % des autres ménages. Le revenu disponible médian est également plus faible, 27 514 euros contre 32 545 euros. Enfin, les ménages dans lesquels la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé sont davantage propriétaires de leur logement, ce qui peut s'expliquer là encore par l'âge plus élevé de leurs membres.

2. Résultats d'estimation du coût supplémentaire lié au handicap et aux restrictions globales d'activité

2.1. Estimation du coût supplémentaire lié au handicap et impact sur l'appréciation des inégalités de niveau de vie

Dans cette partie, nous présentons les résultats des estimations du coût supplémentaire lié au handicap des personnes résidant en ménage ordinaire en France métropolitaine pour la période 2017 à 2019.

Tableau 1 – Variables dépendantes de niveau de vie selon la présence d'une personne handicapée dans le ménage (personne de référence ou son conjoint)

	Absence d'une personne handicapée	Présence d'une personne handicapée	Ensemble des ménages
Nombre d'observations	28 033	4 901	32 934
Nombres de privations matérielles (%)			
0 privation	63,1	47,2	60,8
1 privation	15,9	17,6	16,2
2 privations	10,9	16,4	11,7
3 privations ou plus	10,1	18,8	11,3
Appréciation de la situation financière (%)			
Vous êtes vraiment à l'aise	2,4	0,9	2,2
Vous êtes plutôt à l'aise	13,8	7,4	12,9
Ça va	29,6	21,6	28,5
C'est juste, il faut faire attention	38,7	42,8	39,2
Vous y arrivez difficilement	12,0	21,6	13,4
Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes	3,4	5,6	3,7

Lecture : 21,6 % des ménages où la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé déclarent y arriver difficilement contre 13,4 % de l'ensemble des ménages.

Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2017 à 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

Tableau 2 – Variables indépendantes selon la présence d'une personne handicapée dans le ménage (personne de référence ou son conjoint)

	Absence d'une personne handicapée	Présence d'une personne handicapée	Ensemble des ménages
Nombre d'observations	28 033	4 901	32 934
Type de ménage (%)			
Personne seule	37,2	36,2	37,1
Couple avec enfants	27,2	17,0	25,8
Couple sans enfant	24,6	39,5	26,7
Famille monoparentale	9,1	5,6	8,6
Ménage complexe	1,9	1,7	1,9
Revenu disponible annuel moyen	39 604	32 279	38 584
Revenu disponible annuel médian	32 545	27 514	31 807
Nombre d'adultes	1,55	1,60	1,56
Nombre d'enfants	0,65	0,39	0,62
Statut d'occupation du logement (%)			
Propriétaire	36,1	50,2	38,1
Propriétaire accédant	25,4	11,3	23,4
Locataire prix marché	20,1	21,8	20,3
Locataire sous prix marché	15,4	14,1	15,2
Logement gratuit	3,0	2,6	3,0
Taille de l'unité urbaine (%)			
Commune rurale	21,4	24,1	21,8
Moins de 20 000 habitants	17,3	20,7	17,8
De 20 000 à moins de 100 000 habitants	13,0	15,5	13,3
Plus de 100 000 habitants	31,7	29,5	31,4
Agglomération de Paris	16,6	10,3	15,7
Caractéristiques sociodémographiques de la personne de référence			
Genre (%)			
Homme	59,4	58,7	59,3
Femme	40,6	41,3	40,7
Âge (%)			
16-29 ans	10,2	2,1	9,1
30-44 ans	25,3	11,4	23,3
45-59 ans	27,4	22,2	26,7
60-74 ans	24,9	30,1	25,7
75 ans ou plus	12,2	34,2	15,3
Diplôme le plus élevé obtenu (%)			
Pas de diplôme ou CEP	19,7	39,3	22,5
CAP ou BEP	31,7	37,8	32,6
BAC ou BAC+2	27,2	14,8	25,4
BAC+3 ou plus	21,4	8,1	19,5
Nationalité (%)			
Française de naissance	91,1	90,9	91,0
Française par naturalisation	4,6	5,3	4,7
Étrangère	4,3	3,8	4,2

Lecture : 39,5 % des ménages où la personne de référence ou son éventuel conjoint est handicapé sont en couple sans enfant contre 26,7 % de l'ensemble des ménages.

Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2017 à 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

2.1.1. Ensemble des ménages

Pour l'ensemble des ménages, si l'on mesure le niveau de vie par l'appréciation de la situation financière le coût supplémentaire lié au handicap est estimé à 36 % (tableau 3). Autrement dit, à autres caractéristiques comparables, un ménage

dont la personne de référence ou son conjoint est handicapé, au sens donc où il se déclare fortement limité à la question GALI, aurait besoin d'un revenu disponible supérieur de 36 % pour atteindre le même niveau de vie qu'un ménage dans lequel aucun des deux n'est handicapé.

Tableau 3 – Estimations du coût supplémentaire lié au handicap, 2017 à 2019

Indicateur de niveau de vie	Appréciation de la situation financière	Nombre de privations matérielles
Ensemble des ménages		
Revenu disponible (log)	1,596***(0,047)	1,802***(0,061)
Restriction globale d'activité forte	-0,575***(0,044)	-0,686***(0,048)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,361 (0,031) [0,300 ; 0,421]	0,381 (0,031) [0,320 ; 0,441]
Pseudo R ²	0,120	0,181
Nombre d'observations	32 934	32 934
Personnes seules âgées de moins de 60 ans		
Revenu disponible (log)	1,215***(0,106)	1,438***(0,132)
Restriction globale d'activité forte	-0,635***(0,126)	-0,648***(0,124)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,523 (0,116) [0,296 ; 0,750]	0,451 (0,098) [0,260 ; 0,642]
Pseudo R ²	0,102	0,143
Nombre d'observations	4 458	4 458
Personnes seules âgées de 60 ans ou plus		
Revenu disponible (log)	1,845***(0,116)	2,355***(0,149)
Restriction globale d'activité forte	-0,530***(0,099)	-0,575***(0,090)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,287 (0,061) [0,168 ; 0,406]	0,244 (0,043) [0,159 ; 0,329]
Pseudo R ²	0,122	0,163
Nombre d'observations	6 172	6 172
Couples dont les deux conjoints ont moins de 60 ans		
Revenu disponible (log)	1,972***(0,077)	2,009***(0,105)
Restriction globale d'activité forte	-0,763***(0,082)	-0,874***(0,096)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,387 (0,045) [0,299 ; 0,475]	0,435 (0,054) [0,329 ; 0,541]
Pseudo R ²	0,122	0,182
Nombre d'observations	10 711	10 711
Couples sans enfant dont les deux conjoints ont 60 ans ou plus		
Revenu disponible (log)	2,093***(0,134)	2,242***(0,189)
Restriction globale d'activité forte	-0,411***(0,077)	-0,592***(0,094)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,196 (0,041) [0,117 ; 0,276]	0,264 (0,051) [0,164 ; 0,364]
Pseudo R ²	0,141	0,181
Nombre d'observations	6 076	6 076
Familles monoparentales dont la personne de référence a moins de 60 ans		
Revenu disponible (log)	0,975***(0,147)	1,351***(0,170)
Restriction globale d'activité forte	-0,862***(0,163)	-1,024***(0,196)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,884 (0,233) [0,428 ; 1,341]	0,758 (0,174) [0,417 ; 1,099]
Pseudo R ²	0,070	0,145
Nombre d'observations	2 532	2 532
Familles monoparentales et personnes seules dont la personne de référence a moins de 60 ans		
Revenu disponible (log)	1,130***(0,087)	1,377***(0,105)
Restriction globale d'activité forte	-0,701***(0,102)	-0,750***(0,106)
Coût supplémentaire estimé (E)	0,620 (0,106) [0,412 ; 0,829]	0,544 (0,090) [0,367 ; 0,721]
Pseudo R ²	0,100	0,146
Nombre d'observations	6 990	6 990

Note : ***p-value < 1 % ; **p-value < 5 % ; *p-value < 10 %. Résultats des modèles logistiques ordinaires sur données empilées pour évaluer le coût supplémentaire lié au handicap pour l'ensemble des ménages et pour les principales configurations familiales. L'intervalle de confiance du coût supplémentaire estimé a été calculé au seuil de 95 % en utilisant la méthode Delta. Les estimations sont contrôlées par le statut d'occupation du logement, la localisation, le nombre d'adultes et le nombre d'enfants (sauf pour certaines configurations présentant le même nombre d'adultes ou pas d'enfant dans le ménage), l'âge, le genre, le diplôme, la nationalité de la personne de référence et l'année.

Lecture : en utilisant comme indicateur de niveau de vie l'appréciation de la situation financière du ménage, le coût supplémentaire lié au handicap estimé pour une personne seule âgée de moins de 60 ans est égal à 52,3 % du revenu disponible.

Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2017 à 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

En mesurant le niveau de vie par le nombre de privations matérielles, le coût supplémentaire lié au handicap est estimé à 38 %, soit une valeur très proche de l'estimation précédente. Dans les deux cas, l'intervalle de confiance au seuil de 95 % est de plus ou moins 6 points : on aboutit à une estimation comprise au plus large, à ce seuil, entre 30 % et 44 %.

Nous pouvons à présent étudier comment la prise en compte du coût supplémentaire lié au handicap modifie l'appréciation des inégalités de niveau de vie. Sans cette prise en compte, les ménages dans lesquels il y a une personne fortement limitée au sens du GALI apparaissent surreprésentés dans la première moitié de la distribution des niveaux de vie (figure III). En particulier, 14,8 % des ménages où vit une personne handicapée sont dans le deuxième dixième⁴ de niveau de vie et 14,3 % dans le troisième dixième. Les quatre premiers dixièmes de niveaux de vie rassemblent ainsi 53 % des ménages où vit une personne handicapée⁵. La concentration de ces ménages dans les premiers

dixièmes de niveau de vie expliquera, comme on le verra, la très forte sensibilité de leur taux de pauvreté à une correction du revenu disponible.

Ce constat s'explique largement par les difficultés d'accès à l'emploi que peuvent rencontrer les personnes handicapées, voire également les conséquences de la situation familiale sur l'activité professionnelle des conjoints, et par le profil plus particulier des personnes répondant être fortement limitées à la question GALI, par rapport à d'autres approches possibles du handicap (Levieil, 2017 ; Baradji *et al.*, 2021 ; Dauphin & Eideliman, 2021).

Le tableau 4 présente les taux de pauvreté monétaire en 2019 sans et avec prise en compte du coût du handicap, tel qu'estimé par la variable

4. Les déciles sont les valeurs qui partagent la distribution de niveaux de vie en dix parties égales. Les individus classés appartiennent à des dixièmes de niveau de vie.

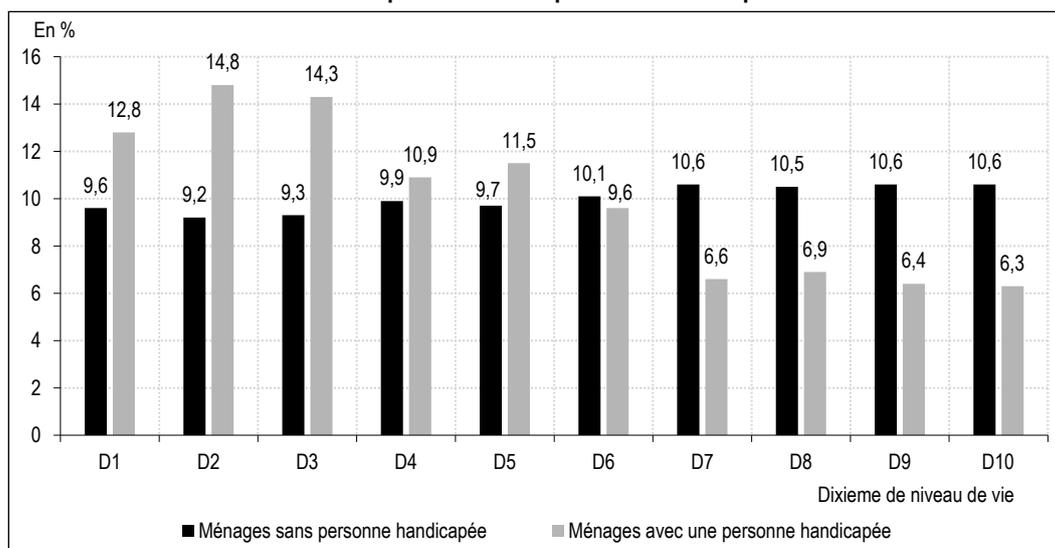
5. Dans l'enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS), source de référence pour étudier la pauvreté, en 2019, parmi les ménages où vit une personne fortement limitée au sens de la question GALI âgée de 15 à 59 ans, 57 % appartiennent aux quatre premiers dixièmes de niveaux de vie (Leroux, 2022).

Tableau 4 – Proportion de ménages pauvres

	Ménage sans personne handicapée	Ménage avec une personne handicapée	Ensemble des ménages
Taux de pauvreté (%)	12,1	17,2	12,8
Taux de pauvreté après prise en compte du coût du handicap (%)	10,7 [10,6 ; 10,8]	44,4 [38,4 ; 49,5]	15,4 [14,7 ; 16,0]

Lecture : 12,1 % des ménages où il n'y a pas de personne handicapée sont en situation de pauvreté monétaire (au seuil de 60 % du niveau de vie médian).
Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

Figure III – Répartition des ménages par dixième de niveau de vie selon la présence d'une personne handicapée



Lecture : 12,8 % des ménages où vit une personne handicapée sont dans le premier dixième de niveau de vie contre 9,6 % des ménages où il n'y a pas de personne handicapée.
Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

dépendante de satisfaction de la situation financière. Sans prendre en compte le coût du handicap, le taux de pauvreté atteint 17,2 % pour les ménages dans lesquels il y a une personne fortement limitée au sens de l'indicateur GALI, contre 12,8 % pour l'ensemble des ménages. Une fois pris en compte le coût du handicap, il atteint 44,4 %, contre 15,4 % pour l'ensemble des ménages. La correction apportée au niveau de vie des personnes handicapées⁶ affecte le niveau de vie médian et le seuil de pauvreté monétaire, qui sont revus à la baisse. De ce fait, tous les taux de pauvreté monétaires sont modifiés, y compris celui des ménages où il n'y a pas de personne handicapée qui passe de 12,1 % à 10,7 %.

L'impact très fort sur le taux de pauvreté monétaire de la prise en compte du coût supplémentaire lié au handicap s'explique par le fait que les ménages dans lesquels une personne est fortement limitée au sens du GALI sont fortement surreprésentés dans les premiers dixièmes de niveau de vie, en-dessous et juste au-dessus du seuil de pauvreté monétaire. La correction de leur niveau de vie fait basculer une grande partie d'entre eux en-dessous du seuil de pauvreté monétaire. Après la correction du niveau de vie monétaire, 54 % des ménages où vit une personne handicapée se retrouvent dans les deux premiers dixièmes de niveau de vie, contre 28 % avant la correction.

2.1.2. Hétérogénéité selon la catégorie de ménage

Pour les personnes seules de moins de 60 ans, le coût supplémentaire est estimé à 52 % en utilisant l'appréciation de la situation financière et à 45 % en utilisant le nombre de privations matérielles. Pour celles de 60 ans ou plus, le coût estimé est respectivement de 29 % et 24 %. Le coût supplémentaire lié au handicap, au-delà des dépenses prises en charge par les aides publiques, est donc plus important pour les personnes seules de moins de 60 ans. L'écart est statistiquement significatif au seuil de 95 % lorsqu'on considère le nombre de privations matérielles et au seuil de 90 % lorsqu'on considère l'appréciation de la situation financière.

Pour les couples dont les deux conjoints ont moins de 60 ans, les estimations du coût supplémentaire lié au handicap varient légèrement selon la variable utilisée : 39 % avec l'appréciation de la situation financière et 44 % avec le nombre de privations matérielles. Pour les couples sans enfant dont les deux conjoints sont âgés de 60 ans ou plus, le coût estimé est moindre, respectivement de 20 % et 26 %. On retrouve ainsi la même hiérarchie que pour les personnes seules.

L'écart est statistiquement significatif au seuil de 95 % pour les deux variables de niveau de vie.

Pour les familles monoparentales dont la personne de référence a moins de 60 ans, le coût supplémentaire varie plus sensiblement selon la variable utilisée : 88 % avec l'appréciation de la situation financière et 76 % avec le nombre de privations matérielles. C'est pour cette configuration familiale que le coût supplémentaire apparaît le plus élevé. Néanmoins, les estimations sont particulièrement imprécises compte tenu de la faiblesse des effectifs (2 532 ménages dont 200 avec une personne de référence handicapée).

2.1.3. Le coût supplémentaire selon que la personne soit en couple ou pas

Ces résultats suggèrent que le coût supplémentaire lié au handicap pourrait être plus élevé pour les personnes handicapées qui vivent seules que pour celles qui vivent en couple. Pour les personnes de 60 ans ou plus, les différences entre les personnes seules et les personnes en couple avec un conjoint de même âge et sans enfant ne sont pas significatives. Pour les personnes de moins de 60 ans, le tableau 3 présente les résultats d'estimation du coût supplémentaire lié au handicap pour les personnes seules et celles à la tête d'une famille monoparentale. Le coût supplémentaire lié au handicap est estimé à 62 % en utilisant l'appréciation de la situation financière et à 54 % en utilisant le nombre de privations matérielles. On peut comparer ces résultats avec ceux des personnes en couple, avec ou sans enfant, âgées de moins de 60 ans. Les écarts ne sont toujours pas significatifs lorsque l'on considère comme variable dépendante le nombre de privations matérielles. En revanche, ils le sont au seuil de 95 % lorsque l'on considère comme variable dépendante l'appréciation de la situation financière. Ce résultat rejoint Zaidi & Burchardt (2005) qui trouvent que le coût supplémentaire lié au handicap est plus élevé pour les personnes seules que pour les couples, aussi bien pour les retraités que pour les non-retraités au Royaume-Uni.

2.2. Estimation du coût supplémentaire lié aux restrictions globales d'activité

Nous incluons désormais dans les personnes handicapées celles ayant une restriction globale d'activité faible⁷ et les distinguons de celles

6. Pour calculer le niveau de vie monétaire des personnes handicapées, nous appliquons la formule suivante : $Y^* = Y / \exp(0,361)$.

7. Personnes répondant « oui, limité mais pas fortement » à l'indicateur GALI.

ayant une restriction globale d'activité forte. Pour l'ensemble des ménages (tableau 5), les estimations indiquent un coût supplémentaire associé à une restriction globale d'activité faible de 24 % en utilisant comme variable dépendante l'appréciation de la situation financière et de 26 % en utilisant comme variable dépendante le nombre de privations matérielles. Les résultats pour les principales configurations familiales sont consultables dans le tableau S4 de l'Annexe en ligne. Ils mettent également en évidence un coût supplémentaire pour les ménages où la personne de référence ou son éventuel conjoint déclare une restriction globale d'activité faible.

Le coût supplémentaire lié à une restriction globale d'activité forte est légèrement plus élevé que celui estimé dans la partie précédente : 41,4 % contre 36,1 % pour l'appréciation de la situation financière ; 44,3 % contre 38,1 % pour le nombre de privations matérielles. Cela est dû au fait que la catégorie de référence est changée, incluant désormais uniquement des personnes sans aucune restriction globale d'activité (i.e. qui ont donc répondu « non, pas limité » à l'indicateur GALI).

3. Discussion

3.1. Analyse des résultats

Selon les estimations, le surcoût lié au handicap serait plus important quand la personne handicapée est âgée de moins de 60 ans que quand elle est âgée de 60 ans ou plus, quelle que soit la configuration familiale. Il y a plusieurs explications possibles à ce résultat. La première est que les dispositifs de prise en charge des

dépenses liées au handicap couvrent mieux les besoins et services des personnes handicapées de 60 ans ou plus via l'APA que ceux des personnes handicapées de moins de 60 ans via la PCH. Des changements sur l'éligibilité de la PCH sont intervenus au 1^{er} janvier 2023 pour rendre éligibles les personnes atteintes de surdicécité aux aides humaines. D'autres critères d'éligibilité pourraient être revus pour mieux couvrir les besoins de cette population. La deuxième explication est que les types de handicap et par conséquent les besoins sont différents pour les personnes handicapées de moins de 60 ans et pour les plus âgées, dont les personnes en perte d'autonomie. Les personnes handicapées de moins de 60 ans peuvent avoir des besoins de compensation impliquant plus de recours aux aides techniques alors que celles de 60 ans ou plus peuvent avoir des besoins d'aide humaine plus importants. Cette aide humaine peut consister en une aide dans les activités de la vie quotidienne qui peut être en partie couverte par les proches aidants, venant réduire le coût supplémentaire estimé. Une troisième explication envisageable est que le passage à la retraite fait baisser davantage les revenus et le niveau de vie des personnes qui ne sont pas handicapées par rapport à celles qui sont handicapées.

Par ailleurs, pour les personnes de moins de 60 ans, avec ou sans enfant, le coût supplémentaire lié au handicap serait plus important quand elles vivent sans conjoint que quand elles vivent avec un conjoint de même âge. Les personnes handicapées en couple peuvent nécessiter moins fréquemment les services d'aidants professionnels en raison du soutien apporté par

Tableau 5 – Estimations du coût supplémentaire lié aux restrictions globales d'activité, 2017 à 2019

Indicateur de niveau de vie	Appréciation de la situation financière	Nombre de privations matérielles
Ensemble des ménages		
Revenu disponible (log)	1,578*** (0,047)	1,785*** (0,060)
Restriction globale d'activité forte	-0,653*** (0,044)	-0,790*** (0,048)
Restriction globale d'activité faible	-0,379*** (0,033)	-0,461*** (0,037)
Côût estimé d'une restriction globale d'activité forte	0,414 (0,032) [0,351 ; 0,477]	0,443 (0,033) [0,379 ; 0,507]
Côût estimé d'une restriction globale d'activité faible	0,240 (0,022) [0,197 ; 0,283]	0,258 (0,023) [0,214 ; 0,303]
Pseudo R ²	0,122	0,185
Nombre d'observations	32 934	32 934

Note : ***p-value < 1 % ; **p-value < 5 % ; *p-value < 10 %. Résultats des modèles logistiques ordinaux sur données empilées pour évaluer le coût supplémentaire lié aux restrictions globales d'activité pour l'ensemble des ménages. L'intervalle de confiance du coût supplémentaire estimé a été calculé au seuil de 95 % en utilisant la méthode Delta. Les estimations sont contrôlées par les mêmes variables qu'au tableau 3.

Lecture : en utilisant comme indicateur de niveau de vie l'appréciation de la situation financière du ménage, le coût supplémentaire lié à une restriction globale d'activité forte est estimé pour l'ensemble des ménages à 41,4 % du revenu disponible contre 24,0 % pour une restriction globale d'activité faible.

Source et champ : Insee, enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie, 2017 à 2019. Ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

leur conjoint. Cette aide n'est cependant pas sans conséquence pour les proches aidants, par exemple sur leur situation professionnelle. Ces proches ont en effet une probabilité plus faible d'être en emploi (Carmichael *et al.*, 2010 ; Nguyen & Connelly, 2014). Cette aide peut avoir des conséquences sur leur santé physique (Pinquart & Sörensen, 2007) et psychologique (Pinquart & Sörensen, 2003) avec des aidants se déclarant plus souvent stressés et déprimés.

Ce résultat peut traduire également des différences dans la nature du handicap des personnes seules par rapport aux personnes en couple. En effet, selon les limitations et leur degré de sévérité, le pourcentage de personnes handicapées vivant seules diffère. Selon Levieil (2017), en 2010, parmi les personnes de 15 à 64 ans vivant en France métropolitaine, 17 % de celles souffrant d'une limitation motrice vivent seules (18 % en cas de limitation motrice sévère), de même que 19 % des personnes souffrant d'une limitation psychique (26 % cas de limitation psychique sévère), contre 13 % des personnes n'ayant pas de limitations. Les personnes présentant plusieurs limitations vivent également plus souvent seules (24 % et 30 % des personnes souffrant de plusieurs limitations sévères).

3.2. Comparaison des résultats avec la littérature internationale

Le coût supplémentaire lié au handicap estimé avec la méthode de Zaidi & Burchardt (2005) dépend des modalités d'aide publique aux personnes handicapées et du système de protection sociale de chaque pays. De plus, les travaux internationaux s'appuient sur des indicateurs de niveau de vie et des indicateurs pour repérer les personnes handicapées différents (voir le tableau S1 de l'Annexe en ligne). Par conséquent, il est difficile de comparer nos résultats avec les travaux antérieurs. Nous proposons malgré tout une comparaison avec les études concernant l'Europe pour confronter les ordres de grandeur.

Morris & Zaidi (2020) utilisent les données de l'enquête SHARE pour estimer le coût supplémentaire lié au handicap pour les adultes âgés de 50 à 65 ans de quinze pays d'Europe. Ils identifient quatre groupes de pays : « sociaux-démocrates » (Suisse, Danemark), « Europe de l'Est » (Estonie, Slovaquie), « régime conservateur » (Australie, Allemagne, Pays-Bas, Suisse, Belgique, Luxembourg) et « régime méditerranéen » (Espagne, Italie, Israël, France). Sur le champ des ménages avec des adultes âgés de 50 à 65 ans, le coût supplémentaire estimé lié au handicap (problèmes de santé limitant le

travail rémunéré) est plus important pour les groupes des pays sociaux-démocrates (62 %) et d'Europe de l'est (66 %) que pour les régimes conservateur (40 %) et méditerranéen (41 %) comprenant la France.

Sur l'ensemble des ménages du Royaume-Uni, entre 2016 et 2017, Schuelke *et al.* (2022) obtiennent un coût supplémentaire lié au handicap de 53 % pour les ménages avec au moins une personne handicapée. Sur l'ensemble des ménages irlandais, pour la période 1995 à 2001, Cullinan *et al.* (2011) obtiennent un coût supplémentaire de 23 % pour les ménages avec au moins une personne handicapée et de 33 % si la personne handicapée a une limitation sévère. Sur l'ensemble des ménages en France, nous estimons le coût supplémentaire lié au handicap à 36 % en utilisant comme variable de niveau de vie l'appréciation de la situation financière (38 % en utilisant les privations matérielles). Nos résultats pour la France se trouvent donc entre l'Irlande et le Royaume-Uni.

Sur le champ des ménages au Royaume-Uni dont les hommes sont âgés de 65 ans ou plus et les femmes sont âgées de 60 ans ou plus, entre 2007 et 2008, Morciano *et al.* (2015) obtiennent un coût supplémentaire de plus de 60 % pour les ménages avec un adulte ayant un score médian de handicap. Sur le champ des ménages irlandais dont les membres sont âgés de 65 ans ou plus, en 2001, Cullinan *et al.* (2013) obtiennent un coût supplémentaire de 49 % pour les ménages avec une personne handicapée. En France, sur le champ des personnes handicapées âgées de 60 ans ou plus, nous estimons le coût supplémentaire lié au handicap à 29 % en utilisant l'appréciation de la situation financière (24 % en utilisant les privations matérielles) pour une personne seule et à 20 % pour les couples dans lesquels il y a au moins un adulte handicapé (26 % en utilisant les privations matérielles).

Cette comparaison montre que le coût supplémentaire lié au handicap estimé dans cet article pour la France est du même ordre de grandeur que ceux estimés dans d'autres pays européens et en particulier, en Irlande et au Royaume-Uni.

3.3. Limites de l'étude

Dans cet article, nous avons mobilisé l'indicateur GALI, seul indicateur disponible dans l'enquête SRCV pour identifier les personnes handicapées. Par conséquent, une personne ne répondant pas être limitée est considérée dans les estimations comme n'ayant pas de handicap alors qu'elle pourrait avoir une reconnaissance

administrative d'un handicap ou présenter des limitations physiques, sensorielles ou cognitives sévères. La possibilité de disposer de ces trois critères dans l'enquête SRCV permettrait d'affiner la mesure du coût du handicap en incluant dans les estimations une variable indépendante signalant la présence d'une personne handicapée au titre de l'un des trois critères. Des informations plus détaillées sur les limitations physiques (marcher 500 mètres sur un terrain plat, monter un étage d'escalier, etc.), sensorielles (difficultés auditives ou visuelles même avec un appareillage) ou cognitives (se faire comprendre des autres, se concentrer plus de 10 minutes, etc.) permettraient par ailleurs d'apprécier quelles sont les limitations entraînant le plus de surcoût.

La seconde limite de cette étude est de considérer la présence d'une personne handicapée dans le ménage uniquement si c'est la personne de référence ou son éventuel conjoint qui déclare être fortement limité à la question GALI. La question n'est effectivement pas posée aux individus âgés de moins de 16 ans dans le ménage. En cas de disponibilité de cette information, nous pourrions apprécier le coût supplémentaire lié au handicap d'un enfant.

Enfin, l'APA et la PCH sont considérées comme des aides en nature pour compenser les dépenses liées au handicap. Par conséquent, les montants versés ne sont pas inclus dans le revenu disponible (Levieil, 2017). Ils permettent néanmoins de réduire le coût supplémentaire du handicap estimé avec l'approche par le niveau de vie : sans l'existence de ces prestations, ce coût serait plus important. Cependant, le coût supplémentaire estimé dans cet article est un coût moyen concernant à la fois des personnes percevant des prestations et des personnes n'en percevant pas. La possibilité de disposer de l'information sur les montants perçus par le ménage au titre de l'APA et de la PCH permettrait d'estimer le coût

supplémentaire en fonction de la perception ou non de ces prestations.

* *
*

Dans cet article, nous avons estimé le coût supplémentaire lié au handicap des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine pour une typologie de configurations familiales. Pour ce faire, nous avons appliqué l'approche par le niveau de vie développée par Berthoud *et al.* (1993) et étendue par Zaidi & Burchardt (2005) aux données de l'enquête SRCV. Pour pallier la faiblesse des effectifs, plusieurs vagues d'enquête ont été empilées.

Sur l'ensemble des ménages ordinaires résidant en France métropolitaine, pour la période 2017 à 2019, les estimations concluent à un coût supplémentaire lié au handicap d'au moins 30 % en moyenne quelle que soit la variable de niveau de vie mobilisée.

Ces premiers résultats demanderaient à être affinés et consolidés. D'ores et déjà, ils nous semblent aller dans le sens de la nécessité d'affiner la mesure des inégalités de niveau de vie pour tenir compte des besoins plus importants des ménages dans lesquels vit une personne handicapée. Pour aller plus loin, il serait précieux de pouvoir recueillir davantage de données, par exemple grâce à un module spécifique sur le handicap et un suréchantillon de personnes handicapées ajoutés une année donnée dans l'enquête SRCV. Ces premiers résultats peuvent aussi encourager à questionner les conditions de prise en charge des dépenses liées au handicap pour les ménages dans lesquels la personne handicapée est âgée de moins de 60 ans, pour lesquels le coût supplémentaire lié au handicap net de la prise en charge semble plus important. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8186050/ES542_Blavet_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Baradji, E., Dauphin, L. & Eideliman, J.-S. (2021).** Comment vivent les personnes handicapées - Les conditions de vie des personnes déclarant de fortes restrictions d'activité. DREES, *Dossier de la DREES*, 75. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-02/DD75.pdf>
- Bellamy, V. (2023).** Le handicap en chiffre - Édition 2023. DREES, *Panoramas de la DREES Social*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-04/Handicap2023.pdf>
- Berger, N., Van Oyen, H., Cambois, E., Fouweather, T., Jagger, C., Nusselder, W. & Robine, J.-M. (2015).** Assessing the validity of the Global Activity Limitation Indicator in fourteen European countries. *BMC Medical Research Methodology*, 15(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2288-15-1>
- Berthoud, R., Blekesaune, M. & Hancock, R. (1993).** Ageing, Income and Living Standards: Evidence from the British Household Panel Survey. *Ageing and Society*, 29(7), 1105–1122. <https://doi.org/10.1017/S0144686X09008605>
- Burchardt, T., Jones, E. & Obolenskaya, P. (2018).** Formal and Informal Long-Term Care in the Community: Interlocking or Incoherent Systems? *Journal of Social Policy*, 47(3), 479–503. <https://doi.org/10.1017/S0047279417000903>
- Cabrero-García, J., Juliá-Sanchis, R. & Richart-Martínez, M. (2020).** Association of the global activity limitation indicator with specific measures of disability in adults aged below 65. *European Journal of Public Health*, 30(6), 1225–1230. <http://doi.org/10.1093/eurpub/ckaa066>
- Carmichael, F., Charles, S. & Hulme, C. (2010).** Who will care? Employment participation and willingness to supply informal care. *Journal of Health Economics*, 29(1), 182–190. <http://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.11.003>
- Cullinan, J., Gannon, B. & Lyons, S. (2011).** Estimating the Extra Cost of Living for People with Disabilities. *Health Economics*, 20(5), 582–599. <https://doi.org/10.1002/hecl.1619>
- Cullinan, J., Gannon, B. & O'Shea, E. (2013).** The welfare implications of disability for older people in Ireland. *The European Journal of Health Economics*, 14, 171–183. <https://doi.org/10.1007/s10198-011-0357-4>
- Dauphin, L. & Eideliman, J.-S. (2021).** Élargir les sources d'étude quantitative de la population handicapée : Que vaut l'indicateur « GALI » ? DREES, *Dossier de la DREES*, 74. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-02/DD74.pdf>
- Engel, E. (1857).** Die Productions und Consumtionsverhältnisse des Königreichs Sachsen. *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Königlich Sächsischen Ministeriums des Innern*.
- Guio, A.-C., Marlier, E., Gordon, D., Fahmy, E., Nandy, S. & Pomati, M. (2016).** Improving the measurement of material deprivation at the European Union level. *Journal of European Social Policy*, 26(3), 219–333. <https://doi.org/10.1177/0958928716642947>
- Hourriez, J.-M. & Olier, L. (1997).** Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Économie et Statistique*, 308-309-310, 65–94. https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_1998_num_308_1_2591
- Ipek, E. (2020).** The Costs of Disability in Turkey. *Journal of Family and Economic Issues*, 41(2), 229–237. <https://doi.org/10.1007/s10834-019-09642-2>
- Jones, A. & O'Donnell, O. (1995).** Equivalence Scales and the Costs of Disability. *Journal of Public Economics*, 56(2), 273–289. [https://doi.org/10.1016/0047-2727\(93\)01416-8](https://doi.org/10.1016/0047-2727(93)01416-8)
- Kapteyn, A. & van Praag, B. (1978).** A New Approach to the Construction of Family Equivalence Scales. *European Economic Review*, 7(4), 313–335. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(78\)90009-0](https://doi.org/10.1016/0014-2921(78)90009-0)
- Leroux, I. (2022).** L'aide et l'action sociales en France - Perte d'autonomie, handicap, protection de l'enfance et insertion - Édition 2022. DREES, *Panoramas de la DREES-Social*. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-09/AAS2022MAJ220923.pdf>
- Levieil, A. (2017).** Le niveau de vie des personnes handicapées : des différences marquées selon les limitations. DREES, *Études et Résultats*, 1003. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1003.pdf>
- Loyalka, P., Liu, L., Chen, G. & Zheng, X. (2014).** The Cost of Disability in China. *Demography*, 51(1), 97–118. <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0272-7>
- Martin, J. & White, A. (1988).** The Financial Circumstances of Disabled Adults Living in Private Households. *OPCS surveys of disability in Great Britain, report 2*. HMSO, London.
- Martin, H. (2017).** Calculer le niveau de vie d'un ménage : une ou plusieurs échelles d'équivalence ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 491–492, 101–118. <http://doi.org/10.24187/ecostat.2017.491d.1907>
- Martin, H. & Périvier, H. (2018).** Les échelles d'équivalence à l'épreuve des nouvelles configurations familiales. *Revue économique*, 69(2), 303–334. <https://doi.org/10.3917/reco.pr2.0114>

- Mitra, S., Palmer, M., Kim, H., Mont, D. & Groce, N. (2017).** Extra Costs of Living with a Disability: A Review and Agenda for Research. *Disability and Health Journal*, 10(4), 475–484. <https://doi.org/10.1016/j.dhjo.2017.04.007>
- Mitra, S., Patricia, A. F. & Usha, S. (2009).** Health care expenditures of living with a disability: Total expenditures, out-of-pocket expenses, and burden, 1996 to 2004. *Archives of Physical Medicine and Rehabilitation*, 90(9), 1532–1540. <https://doi.org/10.1016/j.apmr.2009.02.020>
- Minh, H., Giang, K., Liem, T., Palmer, M., Thao, N. & Duong, L. (2015).** Estimating the Extra Cost of Living with Disability in Vietnam. *Global Public Health*, 10(1), S70–S79. <https://doi.org/10.1080/17441692.2014.971332>
- Mont, D. & Cuong, N. V. (2011).** Disability and poverty in Vietnam. *The World Bank Economic Review*, 25, 323–359. <https://doi.org/10.1093/wber/lhr019>
- Morciano, M., Hancock, R. & Pudney, S. (2015).** Disability Costs and Equivalence Scales in the Older Population in Great Britain. *Review of Income and Wealth*, 61(3), 494–514. <https://doi.org/10.1111/roiw.12108>
- Morris, Z. A. & Zaidi, A. (2020).** Estimating the extra costs of disability in European countries: Implications for poverty measurement and disability-related decommodification. *Journal of European Social Policy*, 30(3), 339–354. <https://doi.org/10.1177/0958928719891317>
- Nguyen, H. T. & Connelly L. B. (2014).** The effect of unpaid caregiving intensity on labour force participation: Results from a multinomial endogenous treatment model. *Social Science & Medicine*, 100, 1145–1122. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.10.031>
- Penneau, A., Pichetti, S. & Espagnacq, M. (2019).** Dépenses et restes à charge sanitaires des personnes en situation de handicap avant et après 60 ans. Rapport Irdes N° 571. <https://www.irdes.fr/recherche/rapports/571-depenses-de-sante-et-restes-a-charge-sanitaires-des-personnes-en-situation-de-handicap-avant-et-apres-60-ans.pdf>
- Pinel, L., Schweitzer, C. & Viot, P. (2023).** Comment mieux prendre en compte la diversité des familles dans les échelles d'équivalence ? Une analyse du coût de l'enfant à travers la consommation et le niveau de vie ressenti des familles, d'après l'enquête Budget de famille 2017. DREES, *Dossier de la DREES*, 107. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-03/DD108MAJ.pdf>
- Pinquart, M. & Sörensen, S. (2003).** Differences between caregivers and noncaregivers in psychological health and physical health: A meta-analysis. *Psychology and Aging*, 18(2), 250–267. <https://doi.org/10.1037/0882-7974.18.2.250>
- Pinquart, M. & Sörensen, S. (2007).** Correlates of physical health of informal caregivers: A meta-analysis. *Journals of Gerontology. Series B, Psychological Sciences and Social Sciences*, 62(2), 126–137. <https://doi.org/10.1093/geronb/62.2.P126>
- Rey, M. (2023).** En France, une personne sur sept de 15 ans ou plus est handicapée, en 2021. DREES, *Études et Résultats*, 1254. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2023-02/ER1254MAJ1002.pdf>
- Rothbarth, E. (1943).** Note on a Method of Determining Equivalent Incomes for Families of Different Composition. In: Madge C. (Ed.). *War Time Pattern of Saving and Spending*. Occasional Papers IV, National Institute of Economic and Social Research.
- Schuelke, L., Munford, L. & Morciano, M. (2022).** Estimating the additional costs of living with a disability in the United Kingdom between 2013 and 2016. *The European Journal of Health Economics*, 23, 313–327. <https://doi.org/10.1007/s10198-021-01366-1>
- She, P. & Livermore, G. (2007).** Material Hardship, Poverty and Disability among Working-Age Adults. *Social Science Quarterly*, 88(4), 970–989. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2007.00513.x>
- Smith, N., Middleton, S., Ashton-Brooks, K., Cox, L. & Dobson, B. (2004).** *Disabled People's Costs of Living: More Than You Would Think*. York: Joseph Rowntree Foundation. <https://www.jrf.org.uk/sites/default/files/migrated/migrated/files/1859352375.pdf>
- Tibble, M. (2005).** *Review of Existing Research on the Extra Costs of Disability*. Department for Work and Pensions Working Paper N° 21. London: Corporate Document Services.
- Thompson, P., Lavery, M. & Curtice, J. (1990).** *Short-Changed by Disability*. London: Disability Income Group. <https://disability-studies.leeds.ac.uk/wp-content/uploads/sites/40/library/thompson-p-short-changed.pdf>
- Van Oyen, H., Van der Heyden, J., Perenboom, R. & Jagger, C. (2006).** Monitoring population disability: evaluation of a new Global Activity Limitation Indicator (GALI). *Soz Präventivmed*, 51(3), 153–161. <https://doi.org/10.1007/s00038-006-0035-y>
- Zaidi, A. & Burchardt, T. (2005).** Comparing Incomes When Needs Differ: Equivalisation for the Extra Costs of Disability. *Review of Income and Wealth*, 51(1), 89–114. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.2005.00146.x>

Le reste à charge en santé nuit-il à l'équité dans le financement des soins ? Une comparaison des systèmes de santé en Europe

Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe

Florence Jusot* et Adèle Lemoine**

Résumé – Garantir l'équité dans l'accès aux soins requiert l'équité dans leur financement si l'on veut éviter les renoncements aux soins ou que les soins ne représentent un fardeau financier trop important pour les patients. Pour cela, il s'agit de s'assurer que les soins des plus pauvres soient subventionnés par les personnes plus riches, mais aussi qu'à revenu donné, les personnes en mauvaise santé ne soient pas exposées à des dépenses trop importantes. En pratique, une partie des dépenses de santé reste à la charge des patients dans tous les systèmes européens. Les restes à charge n'étant payés que par les consommateurs de soins, leur existence peut alors compromettre l'équité dans le financement des soins. Nous évaluons la contribution du reste à charge à l'équité verticale et à l'équité horizontale dans le financement des soins pour les personnes d'au moins 50 ans en Europe. À l'aide d'indices de concentration, nous montrons que l'équité dans le financement n'est pas respectée, en particulier dans les systèmes où le reste à charge est le moins réglementé.

Abstract – In order to guarantee equal access to healthcare, it must be funded in an equitable manner to ensure that people are not forced to forgo healthcare and to prevent healthcare from becoming too large a financial burden for patients. This is achieved by ensuring that healthcare received by the poorest people is subsidised by wealthier people, while also ensuring that patients suffering poor health are not burdened with excessive costs for a given income. In practice, patients are required to cover some of their healthcare costs across all European healthcare systems. Since out-of-pockets are only paid by healthcare consumers, their existence may compromise equity in healthcare financing. In this article, we evaluate how out-of-pockets contribute to vertical and horizontal equity in healthcare financing for people aged 50 and over in Europe. Using concentration indices, we demonstrate that equity in financing is not respected, particularly in healthcare systems where out-of-pockets are the least regulated.

JEL : D63, I14

Mots-clés : reste à charge, équité, financement des soins, systèmes de santé

Keywords: out-of-pocket, equity, healthcare financing, healthcare systems

* Université Paris-Dauphine-PSL et IRDES, ** Sciences Po. Correspondance : adele.lemoine@sciencespo.fr

Ce travail a été mené pour le projet EquiRAC dont nous remercions les membres : Damien Bricard, Karine Chevreul, Paul Dourgnon, Antoine Marsaudon et Lise Rochaix, ainsi que toutes les personnes ayant contribué à ce projet. Nous remercions également deux rapporteur.e.s anonymes, Thomas Barnay et Dominique Goux pour leurs remarques et suggestions, les participant.e.s aux 38^e JMA à l'Université de Rennes, à la Conférence de l'EUHEA à l'Université d'Oslo et aux 44^e JESF à l'Université de Lille, Benoît Carré et Christine Le Clainche pour leurs lectures et discussions des versions précédentes de cet article ainsi que Louis Arnault, Sandra Pellet, Elsa Perdrix, Carol Propper, Denis Reynaud, Sandy Tubeuf et Jérôme Wittwer pour leurs commentaires.

Reçu en mars 2023, accepté en janvier 2024.

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: Jusot, F. & Lemoine, A. (2024). Do Out-Of-Pockets Undermine Equity in Healthcare Financing? A Comparison of Healthcare Systems in Europe. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 57–78. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2111

Dans l'objectif de responsabiliser les consommateurs de soins, tous les systèmes de santé européens ont instauré le partage des dépenses de santé avec les patients. Autrement dit, le reste à charge existe dans tous ces systèmes. Cependant, le reste à charge peut compromettre l'équité dans l'accès aux soins s'il contribue à des renoncements aux soins ou s'il représente un fardeau financier trop important pour certains individus.

Afin d'assurer l'accès aux soins à tous, les systèmes doivent garantir l'équité dans leur financement (Daniels, 1982 ; 1985 ; Wagstaff & Van Doorslaer, 2000 ; Fleurbaey & Schokkaert, 2009 ; Rochaix & Tubeuf, 2009). Ils doivent ainsi respecter le principe d'équité verticale dans le financement selon lequel les soins des plus démunis sont subventionnés par les plus aisés (Wagstaff & Van Doorslaer, 2000 ; Rochaix & Tubeuf, 2009 ; Jusot *et al.*, 2016). Ce principe exige que les contributions financières au système de soins augmentent au moins proportionnellement au revenu, indépendamment du risque ou de l'utilisation effective des soins. L'objectif est non seulement de favoriser l'accès aux soins, mais aussi d'éviter que le financement des soins ne représente une part plus élevée du revenu disponible chez les plus pauvres que chez les plus riches. Il s'agit de faire en sorte que le recours aux soins ne contribue pas aux inégalités de niveau de vie disponible.

Garantir l'accès aux soins à tous implique également de ne pas exposer les plus malades à des paiements trop importants, dits « catastrophiques », ou au renoncement aux soins pour raisons financières. La littérature montre que les individus faisant face à des dépenses de santé importantes sont, le plus souvent, des personnes âgées avec un état de santé requérant de nombreux soins, parfois mal couverts (e.g. dentaire, prothèse, etc.), mais aussi des personnes précaires hospitalisées (Franc & Pierre, 2016 ; Perronin, 2018). Dès lors, le principe d'équité verticale dans le financement des soins se double d'un objectif d'équité horizontale dans le financement des soins, principe qui requiert l'égalité des contributions au système à capacité contributive équivalente, indépendamment du niveau d'utilisation des soins. L'équité horizontale dans le financement des soins revient alors à s'assurer que les individus ne soient pas financièrement responsables de leurs besoins de soins.

En ce qui concerne les contributions au système d'assurance maladie publique, ces deux principes peuvent aisément être respectés puisque le niveau des contributions peut être uniquement

assis sur les niveaux de revenu, sans lien avec l'état de santé. Le respect de ces préceptes de justice sociale est moins évident dans le cas où une part des dépenses de santé reste à la charge des patients. En effet, le reste à charge ne dépend pas uniquement de la capacité à payer, mais aussi de la consommation effective de soins (Wagstaff & Van Doorslaer, 2000). En France, les cotisations à l'assurance maladie obligatoire contribuent positivement à la redistribution des plus riches vers les plus pauvres, alors que les primes d'assurance maladie complémentaire et les restes à charge finaux vont à l'encontre de cette solidarité entre hauts et bas revenus (Jusot *et al.*, 2016). À l'aide de données d'enquête tadjikes, Pellet (2020) montre également que les restes à charge affectent négativement l'équité verticale dans le financement des soins puisqu'ils sont régressifs, c'est-à-dire qu'ils augmentent moins que proportionnellement au revenu.

Cet article propose d'étudier la contribution du reste à charge final, c'est-à-dire après la prise en charge par l'assurance publique et les assurances privées, à l'équité dans le financement des soins. Nous évaluons la contribution du reste à charge à l'équité verticale dans le financement d'une part, mais aussi à l'équité horizontale dans le financement des soins, question que la littérature n'a, à notre connaissance, pas encore exploré. Parce qu'il existe différents types de systèmes de santé en Europe, cette étude est menée dans une perspective comparative entre pays européens. On pourrait en effet s'attendre à ce que le reste à charge contribue davantage aux iniquités dans des systèmes assurantiels, où la part de financement privé est plus importante, sauf si ces systèmes mettent en place des instruments redistributifs qui limitent les paiements directs des patients sous condition de ressources (équité verticale) ou d'une pathologie, indépendamment du revenu (équité horizontale). Pour cette raison, nous explorons la contribution des restes à charge à l'équité dans le financement dans différents pays européens pour trois types de soins dont la prise en charge diffère selon les systèmes : les visites chez le médecin, les soins dentaires et les hospitalisations. Nous utilisons les données du *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE) qui interroge des européens âgés de 50 ans ou plus, une population présentant des besoins de soins importants. Cette enquête fournit des informations sur le reste à charge final payé par les patients pour ces trois types de soins, après intervention des différents organismes de remboursement publics et privés, de manière harmonisée entre pays. Afin de juger de la contribution des restes à charge à l'équité verticale dans le financement, nous mobilisons la

méthode des indices de concentration (O'Donnell *et al.*, 2007) qui caractérise la croissance, la décroissance ou la constance du reste à charge avec le revenu et l'indice de progressivité, dit « indice de Kakwani » (Kakwani, 1977), qui indique la régressivité, la progressivité ou la proportionnalité des restes à charge par rapport au revenu. Pour l'analyse d'équité horizontale dans le financement, nous proposons de mesurer les différences de contribution au système de soins entre individus à capacité contributive équivalente mais n'ayant pas le même état de santé. Pour cela, nous utilisons l'indice de concentration du reste à charge dans la population ordonnée selon son état de santé avec standardisation indirecte sur le revenu.

Nous montrons que le reste à charge contribue négativement à l'équité verticale dans le financement pour les trois types de soins étudiés. Pour les soins ambulatoires (i.e. visites chez le médecin et soins dentaires), le reste à charge est le moins régressif dans les pays où ces soins sont davantage pris en charge par le système public. Il est le plus régressif en Suisse dont le système est largement financé directement par les ménages. Le reste à charge pour une hospitalisation est encore plus régressif que le reste à charge pour des soins ambulatoires. Malgré leur système de santé fondé sur le modèle universel, le Danemark et la Suède affichent les restes à charge hospitaliers les plus régressifs parmi les pays étudiés : cela illustre la mutation d'un système universel vers un système de plus en plus privatisé en raison des longues files d'attente dans le secteur public (Chambaretaud & Lequet-Slama, 2003). À revenu donné, le reste à charge des consultations médicales et le reste à charge hospitalier sont davantage concentrés chez les plus malades dans presque tous les pays, suggérant que les systèmes ne couvrent pas suffisamment les personnes les plus malades qui deviennent alors financièrement responsabilisées de leur mauvais état de santé, en contradiction avec le principe d'équité horizontale. Dans le cas des soins dentaires, le reste à charge est moins concentré chez les plus malades, en particulier en République tchèque où les soins dentaires de base ne sont pas soumis au reste à charge.

La suite de cet article est organisée comme suit. La section 1 décrit le financement des systèmes de soins en Europe. Les concepts d'équité verticale et horizontale dans le financement des soins sont définis et les outils de mesure sont décrits dans la section 2. La section 3 présente la base de données et les variables utilisées pour nos analyses ainsi que l'échantillon d'intérêt. Enfin, les résultats sont présentés en section 4.

1. Le financement des soins en Europe

Tout système de santé est financé à la fois par des sources publiques (i.e. impôts et cotisations à l'assurance publique) et privées (i.e. primes d'assurance privées et reste à charge payés directement par les ménages). Si les systèmes européens sont majoritairement financés publiquement, ils divergent par la nature de leur financement public et l'organisation de la fourniture des soins. Dans les systèmes de type assurantiel ou « bismarckien », les soins sont financés par les cotisations des actifs à l'assurance maladie obligatoire et fournis par des prestataires publics et privés, alors que les systèmes inspirés du modèle assistanciel ou « beveridgien » se caractérisent par un système de santé universel financé par l'impôt et des soins fournis par des prestataires publics ou sous contrat avec le système public (Badel & Pujolar, 2008 ; Chambaretaud & Hartmann, 2009 ; Nezosi, 2021). Le tableau 1 présente les types de financement des soins dans les pays étudiés.

Dans les systèmes assantiels, les dépenses de santé sont généralement avancées par les patients et ne sont que partiellement remboursées par l'assurance maladie publique¹. Des instruments de partage des dépenses (copaiement, ticket-modérateur et franchise) sont mis en place dans tous les pays partageant ce type de système et ce pour les trois types de soins. Néanmoins, des dispositifs d'exonération ou de plafonnement du reste à charge sont mis en place sous conditions de ressources (en Allemagne, Autriche, Belgique, France et République tchèque), de pathologie (en Allemagne, Autriche, Belgique, France et Suisse) ou en fonction de la part du reste à charge dans le revenu, dit « taux d'effort », comme en Allemagne et en Autriche où les restes à charge sont plafonnés à 2 % du revenu annuel brut du ménage. En République tchèque, le montant annuel des restes à charge est plafonné à un seuil absolu (Paris *et al.*, 2016 ; Tikkanen *et al.*, 2020). Puisqu'une partie des dépenses reste à la charge du patient dans ces systèmes, le marché privé de l'assurance maladie complémentaire y est particulièrement développé (figure I). Dans certains cas, les individus sont couverts par le biais de leur employeur, expliquant en partie la différence systématique de taux de couverture entre les actifs occupés (i.e. en emploi) et les

1. Aujourd'hui, la plupart des systèmes initialement assantiels sont dits « hybrides » puisqu'ils empruntent aussi des caractéristiques au modèle universel, comme la France par exemple dont le système de financement est d'héritage bismarckien mais prévoit toutefois des dispositifs assistantiels (e.g. Complémentaire Santé Solidaire) et se finance aussi en partie par des prélèvements sociaux (i.e. Contribution Sociale Généralisée). De même, les systèmes dits assistantiels ont une composante assantielle puisque certains soins ne font pas partie du panier universel, comme les soins dentaires.

inactifs et actifs inoccupés (i.e. retraités, sans emploi ou en invalidité) que nous observons à partir des données de l'enquête SHARE. Le taux de couverture par une assurance complémentaire est élevé dans les systèmes d'inspiration bismarckienne comme la Suisse (>75 %), la Belgique (>80 %) et surtout la France (>95 %). Le taux de couverture est plus faible dans d'autres pays ayant un système basé sur ce même modèle, comme en Allemagne (<35 %), en Autriche (<25 %) et en République tchèque (≤10 %). En République tchèque, cela pourrait s'expliquer par le fait que certains soins ne font pas l'objet de reste à charge comme les soins de base, entièrement pris en charge.

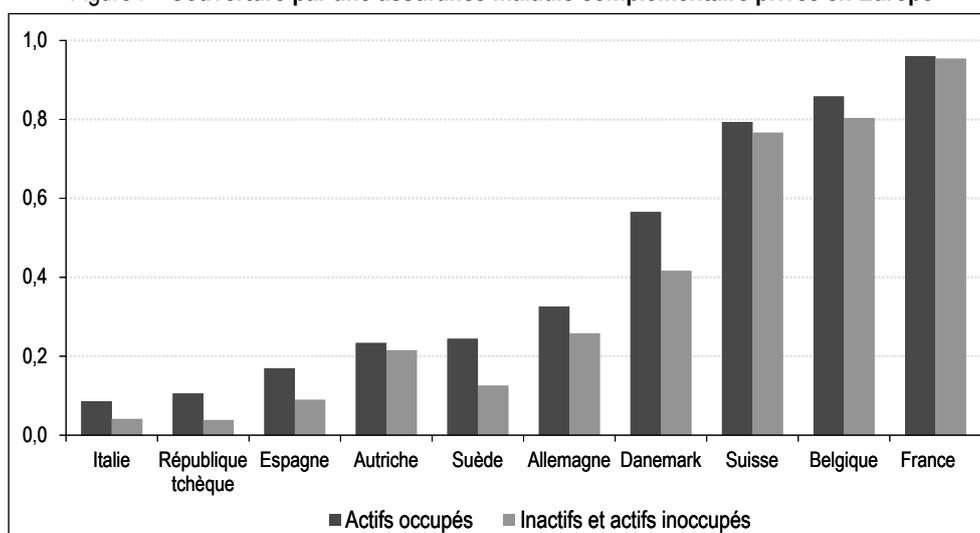
Dans les systèmes assistanciels, les soins du panier universel sont dispensés par des services nationaux de santé et généralement accessibles à tous, voire gratuits, indépendamment de la capacité à payer. Pour cette raison, les consultations chez le médecin et les hospitalisations ne font pas l'objet de partage des coûts au Danemark, en Espagne et en Italie (la Suède fait exception parmi les systèmes universels). Les soins fournis par des prestataires privés et les soins dentaires ne font toutefois pas partie du panier de soins universel. Ils sont donc à la charge des patients dans tous les pays et peuvent être pris en charge par des assurances privées. Le recours à l'assurance maladie complémentaire privée est

Tableau 1 – Caractéristiques des systèmes de soins

Pays	Type de système		Copaiement, ticket-modérateur ou franchise			Exonération ou plafond au titre :		
	Assurantiel	Assistanciel	Médecin	Dentaire	Hospitalisation	des ressources financières	d'une pathologie	du montant de reste à charge
Allemagne	X		X	X	X	E	P	P
Autriche	X		X	X	X	E	E	P
Belgique	X		X	X	X	P	P	
Danemark		X		X			E	
Espagne		X		X				
France	X		X	X	X	E	E	
Italie		X		X		E	E	
R. tchèque	X		X	X	X	E		P
Suède		X	X	X	X		E	P
Suisse	X		X	X	X		P	

Note : E = exonération, P = plafond.

Figure I – Couverture par une assurance maladie complémentaire privée en Europe



Note : le taux de couverture est la proportion d'individus déclarant avoir souscrit à un contrat d'assurance maladie complémentaire au moment de l'enquête. Il est calculé d'une part pour les actifs occupés, i.e. en emploi, et d'autre part pour les inactifs et actifs inoccupés, i.e. retraités, sans emploi ou en invalidité.

Source et champ : Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

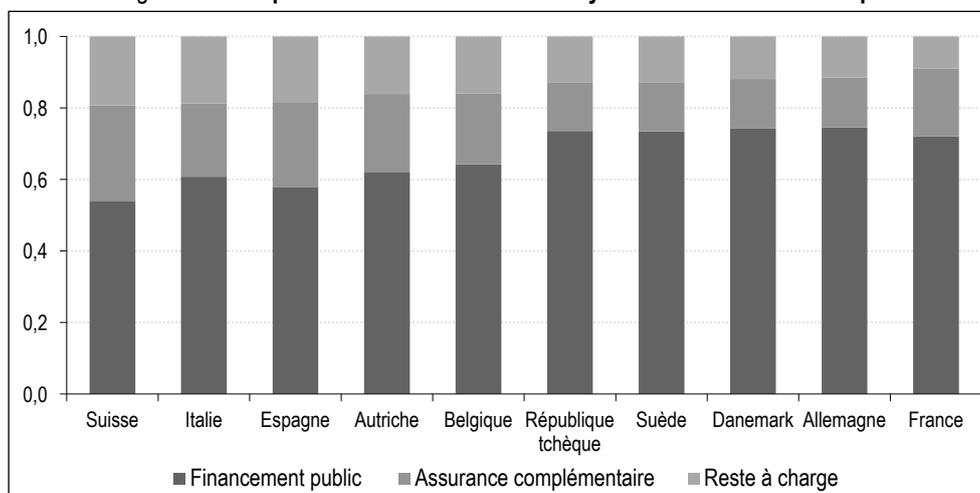
beaucoup moins répandu dans ces systèmes, comme en Italie (4 % chez les personnes sans emploi, 9 % sinon) et en Espagne (9 % et 17 % respectivement). Il est cependant plus important en Suède (13 % et 24 % respectivement) et au Danemark (42 % et 57 % respectivement) où le niveau de vie est plus élevé. À l'exception de l'Italie, les systèmes basés sur le modèle universel ne prévoient pas d'instrument de régulation du reste à charge pour les plus démunis. Au titre d'une maladie chronique, des exemptions sont prévues au Danemark, en Italie et en Suède, mais pas en Espagne. Enfin, le montant annuel de reste à charge est plafonné en Suède pour les consultations chez le médecin pour tous les individus et pour les plus de 85 ans à l'hôpital (Paris *et al.*, 2016 ; Tikkanen *et al.*, 2020).

Au-delà de cette typologie, les systèmes de santé se différencient par l'importance du reste à charge dans le financement total des soins. La figure II présente la part de chaque source de financement par pays (OCDE, 2024). La Suisse a le système de soins dont la part de financement privé est la plus importante parmi les pays étudiés : 46 % du financement provient des ménages, dont 27 % par le biais des assurances complémentaires privées et 19 % de reste à charge. Comme le Danemark et la Suède, l'Espagne et l'Italie ont des systèmes de soins basés sur le modèle universel. Pourtant, la part de financement privé y est plus importante. En Espagne et en Italie, le financement des ménages représente respectivement 42 % et 39 % du financement total avec une part de reste à charge similaire à celle observée en Suisse (18 % et 19 % respectivement). Au Danemark et en Suède, le système de soins est

financé par les ménages à hauteur de 25 % et 26 % respectivement, dont 12 % et 13 % par le biais de restes à charge. La France a le système de soins dont le financement dépend le moins du reste à charge parmi ces pays, avec une part correspondant seulement à 8 % du financement total, en raison du rôle important des assurances complémentaires privées.

Le reste à charge représente une part différente du budget des ménages selon les pays. En moyenne dans les pays de l'OCDE, 3 % de la consommation des ménages est allouée au reste à charge en santé, avec les soins dentaires figurant parmi les premiers postes de dépenses en santé (Berchet & Morgan, 2018). Étant donné que les dépenses de santé augmentent avec l'âge en raison de besoins de soins plus importants, le reste à charge des personnes âgées de plus de 50 ans pourrait être plus conséquent qu'en population générale, sauf si le système de soins prévoit une redistribution du financement des moins malades vers les plus malades. En agrégeant les dépenses annuelles liées aux consultations chez le médecin, les soins dentaires et les séjours à l'hôpital restant à la charge des individus âgés de 50 ans et plus à partir de l'enquête SHARE, on estime que le reste à charge représente une part du revenu individuel variant de 1 % au Danemark à 6,4 % en Italie (figure III). Dans tous les pays, le dentaire est le poste de reste à charge le plus important, suivi des séjours hospitaliers puis des consultations médicales, à l'exception de l'Italie pour laquelle le reste à charge hospitalier représente la part la plus faible du reste à charge total. Ces statistiques ne permettent toutefois pas d'évaluer l'équité du financement des soins dans ces pays. Ce point est abordé dans la section suivante.

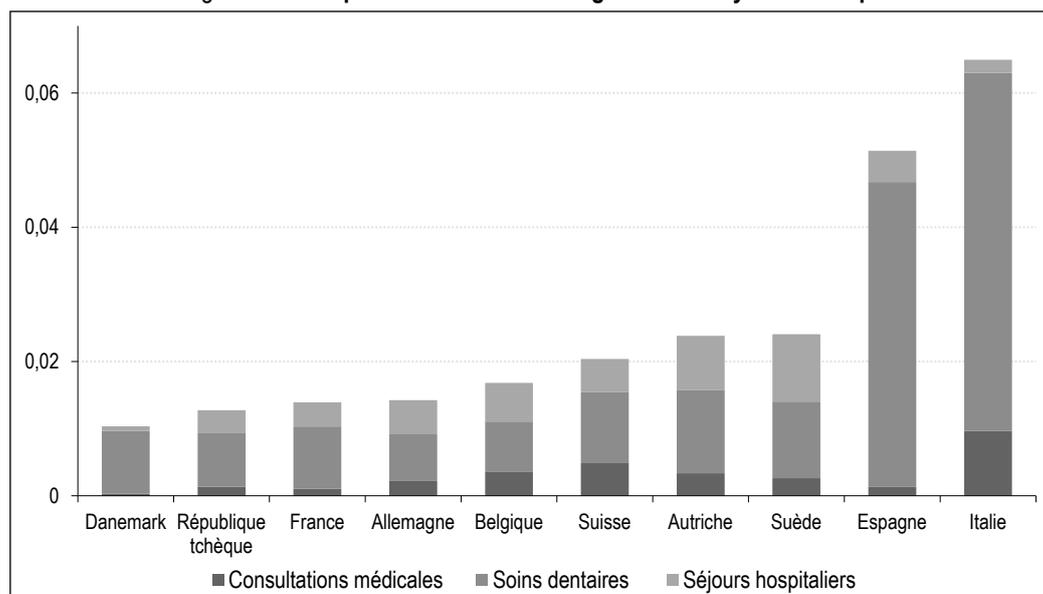
Figure II – Composition du financement des systèmes de soins en Europe



Note : le financement public regroupe les cotisations à l'assurance publique et l'impôt. Chaque source de financement est exprimée en pourcentage du coût total du système de soins.

Source : OCDE, Dépenses de santé et financement : Indicateurs des dépenses de santé, 2023.

Figure III – Composition du reste à charge annuel moyen en Europe



Note : la part du reste à charge annuel total dans le revenu annuel moyen est décomposée entre les trois postes de soins suivants : les consultations chez le médecin (gris foncé), les soins dentaires (gris moyen) et les séjours à l'hôpital (gris clair).
Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

2. Méthodologie

2.1. L'équité verticale dans le financement des soins

La notion d'équité verticale requiert le traitement inégal des inégaux. Dans le cadre de l'équité verticale dans le financement du système de soins, il convient d'assurer que chacun contribue selon ses moyens, ce qui revient à ce que le financement augmente au moins proportionnellement à la capacité contributive (Wagstaff *et al.*, 1989 ; Wagstaff & Van Doorslaer, 2000 ; Rochaix & Tubeuf, 2009).

2.1.1. Courbe de concentration

Graphiquement, il est possible de représenter la répartition des restes à charge au sein de la population ordonnée par revenu avec une courbe de concentration (O'Donnell *et al.*, 2007). La courbe de concentration représente la part cumulée des restes à charge en fonction du percentile de revenu, rangé du plus bas au plus élevé sur l'axe des abscisses. La courbe de concentration des restes à charge est comparée à la situation dite de « parfaite égalité », représentée par la bissectrice², où tous les individus de la population payent le même montant de reste à charge, quel que soit leur revenu. Si la courbe de concentration n'est pas significativement différente de la bissectrice, alors la distribution des restes à charge correspond à cette situation de parfaite égalité. Si la courbe de concentration des restes à charge est au-dessus (resp. en dessous) de la bissectrice, cela signifie que les

restes à charge sont plus concentrés chez les plus pauvres (resp. riches).

2.1.2. Indice de concentration

Afin de connaître l'ampleur et la significativité de la déviation de la courbe de concentration par rapport à la bissectrice, nous calculons l'indice de concentration (IC) du reste à charge (O'Donnell *et al.*, 2007). Inspiré de l'indice de Gini, il est égal au double de l'aire contenue entre la bissectrice et la courbe de concentration des restes à charge, soit :

$$IC = \frac{2cov(y_j, x)}{\mu_{y_j}}$$

où y_j est le montant du reste à charge pour le poste de soins j , x le rang dans la population ordonnée par revenu et μ_{y_j} le montant moyen de reste à charge pour le poste de soins j dans la population totale. L'indice de concentration est donc compris entre -1 et 1, une valeur positive (resp. négative) indiquant que les restes à charge sont davantage concentrés chez les plus riches (resp. les plus pauvres). La valeur absolue de l'indice de concentration augmente avec la distance entre la bissectrice et la courbe de concentration. Un indice nul suggère que les restes à charge sont distribués de façon égalitaire dans la population. La population étant

2. Dans un plan comprenant en abscisse la population ordonnée par revenu et en ordonnée la proportion cumulée de reste à charge, la bissectrice contient tous les points tels que $x\%$ de la population paye $x\%$ du reste à charge total.

ordonnée par niveau de revenu, les erreurs-types des indices de concentration sont corrigées de l'autocorrélation des erreurs à cette échelle.

2.1.3. Indice de progressivité

Pour juger de la contribution du reste à charge à l'équité verticale dans le financement, le degré de progressivité des restes à charge par rapport au revenu est apprécié en comparant la courbe de concentration des restes à charge à la courbe de Lorenz, c'est-à-dire la courbe de concentration des niveaux de revenu. En d'autres termes, il s'agit de savoir si la concentration des restes à charge dans la population contribue ou non aux inégalités de niveau de vie. Si la courbe de concentration des restes à charge est confondue avec la courbe de Lorenz, les restes à charge augmentent proportionnellement au revenu et sont neutres en termes de contribution aux inégalités de revenus. Si la courbe de concentration des restes à charge est située au-dessus (resp. en dessous) de la courbe de Lorenz, les restes à charge augmentent moins (resp. plus) que proportionnellement au revenu, les restes à charge sont donc régressifs (resp. progressifs) et augmentent (resp. réduisent) les inégalités de revenu. Le degré de progressivité est mesuré grâce à l'indice de progressivité, appelé aussi indice de Kakwani (Kakwani, 1977) qui, dans notre cas, mesure l'aire comprise entre la courbe de concentration des restes à charge et la courbe de Lorenz. Formellement, il s'agit de la différence entre l'indice de concentration (IC) et l'indice de Gini (IG) qui indique le degré d'inégalités de revenu dans la population (i.e. l'indice de concentration associé à la courbe de Lorenz), soit :

$$IK = IC - IG = \frac{2cov(y_j, x)}{\mu_{y_j}} - \frac{2cov(r, x)}{\mu_r},$$

où r est le revenu et μ_r sa moyenne en population totale. L'indice de Gini est compris entre 0 et 1, 0 indiquant qu'il n'y a pas d'inégalités de revenu dans la population. L'indice de Kakwani (IK) peut donc varier entre -2 à 1, une valeur positive (resp. négative) indiquant que le reste à charge est progressif (resp. régressif) par rapport au revenu et une valeur nulle qu'il y a exacte proportionnalité de la croissance du reste à charge avec le revenu.

2.1.4. Barrières d'accès aux soins

Dans le cas du reste à charge, la question de l'équité verticale dans le financement des soins nécessite d'être appréhendée à l'aune de celle de l'accès aux soins. En effet, s'il existe des barrières d'accès aux soins chez les plus modestes, une concentration plus forte du reste à charge chez les plus riches pourrait provenir

d'un recours aux soins plus élevé. Dans ce cas, la sous-concentration du reste à charge chez les plus pauvres ne serait pas (uniquement) expliquée par un instrument redistributif (e.g. la Complémentaire Santé Solidaire en France), mais également par le fait que les plus modestes consomment moins de soins que leur état de santé le nécessite. En l'absence de barrières d'accès aux soins, la courbe de concentration du reste à charge serait plus éloignée de la courbe de Lorenz, rendant ainsi le reste à charge plus régressif, et ce d'autant plus qu'il existe des inégalités sociales de santé. En d'autres termes, lorsqu'il existe des barrières d'accès aux soins, le degré de régressivité du reste à charge est alors probablement sous-estimé. Afin de discuter de la sous-estimation de nos résultats relatifs à l'équité verticale dans le financement des soins pour chaque type de soins, nous explorons l'existence de barrières d'accès aux soins en évaluant l'équité horizontale de recours aux soins (Wagstaff & Van Doorslaer, 2000 ; O'Donnell *et al.*, 2007 ; Fleurbaey & Schokkaert, 2009), c'est-à-dire en vérifiant si le recours aux soins est plus important chez les plus riches ou non, à besoin de soins donné. Pour cela, nous corrigeons la variable de recours aux soins des différences de besoin de soins avec la méthode de standardisation indirecte³. Le recours aux soins est défini comme la probabilité d'avoir consommé au moins une fois le type de soins concerné durant les 12 mois précédant l'enquête et le besoin de soins est mesuré par l'état de santé sous forme de score⁴. Les résultats relatifs à l'équité verticale dans le financement pour chaque type de soins sont présentés en section 4.1 et sont discutés au regard de l'existence ou non de barrières d'accès aux soins.

2.2. L'équité horizontale dans le financement des soins

Le respect de l'équité verticale dans le financement des soins ne garantit pas l'équité au sein d'un même groupe de revenu. En d'autres termes, même si la contribution financière augmente avec le revenu, des différences de contribution peuvent exister entre deux individus d'un même niveau de revenu, violant ainsi le principe d'équité horizontale dans le financement des soins selon lequel les égaux doivent être traités également (Wagstaff & Van Doorslaer, 2000). A priori, il n'existe pas d'iniquité horizontale dans les contributions à l'assurance publique dans la mesure où les cotisations ne dépendent que du niveau de revenu, et surtout

3. Cette méthode est également utilisée pour l'analyse d'équité horizontale dans le financement et présentée en section 2.2.

4. La construction du score de santé est détaillée en section 3.2.3.

ne dépendent pas de l'état de santé (en dehors de l'âge dans certains systèmes). Concernant les restes à charge, des différences de niveau de financement à revenu donné sont à anticiper étant données les potentielles différences d'état de santé entre individus de même revenu, sauf à supposer que l'assurance publique compense ces différences en prenant davantage en charge les soins des personnes les plus malades (exonération du copaiement dans le cas d'une affection de longue durée en France, ou plafonnement des restes à charge annuels par un bouclier sanitaire en Belgique par exemple).

Les restes à charge vérifient le principe d'équité horizontale dans le financement des soins si, à revenu donné, le montant des restes à charge ne diffère selon aucun autre critère, et notamment selon l'état de santé. Il s'agit alors d'explorer la concentration du reste à charge dans la population ordonnée du plus mauvais au meilleur état de santé à revenu donné (voir section 3.2.3). Pour ce faire, nous proposons de recourir à la méthode de la standardisation indirecte pour corriger les montants de reste à charge des différences de revenu, c'est-à-dire pour obtenir le reste à charge d'un individu s'il était traité comme un autre individu ayant le même revenu (O'Donnell *et al.*, 2007). Il est également possible de procéder par standardisation directe qui consiste à corriger le reste à charge des différences de revenu par sous-groupe de niveau de revenu. Puisque la méthode de standardisation indirecte peut être utilisée sur données individuelles plutôt que des données groupées, elle est préférée à la méthode directe qui produit une standardisation moins fine (Wagstaff & Van Doorslaer, 2000). Le reste à charge standardisé de l'individu i pour chaque poste de soins j , noté y_{ij}^s , est calculé comme suit :

$$y_{ij}^s = y_{ij} - \hat{y}_{ij} + \bar{y}_j,$$

avec y_{ij} le montant de reste à charge observé, \hat{y}_{ij} le montant de reste à charge prédit par le revenu et \bar{y}_j le reste à charge moyen. Ensuite, nous proposons de calculer un indice de concentration de ce reste à charge standardisé en ordonnant la population selon l'état de santé. Les erreurs-types des indices de concentration du reste à charge sont alors corrigées de l'auto-corrélation des erreurs par score d'état de santé.

Si la courbe de concentration du reste à charge standardisé n'est pas significativement différente de la bissectrice, alors la distribution des restes à charge ne dérive pas de la parfaite égalité, c'est-à-dire que tous les individus payent la même chose quel que soit leur état de santé, à revenu donné. Cette situation respecte donc l'équité horizontale dans le financement. Si la

courbe de concentration des restes à charge est au-dessus de la bissectrice (indice de concentration positif), cela signifie que les restes à charge sont plus concentrés chez les plus malades à revenu équivalent. Cette situation est donc fortement inéquitable horizontalement dans le financement, les plus malades devant supporter des restes à charge pour répondre à leur besoin de soins alors même qu'ils ont une capacité contributive égale à celle des autres individus. Si la courbe de concentration des restes à charge est au-dessous de la bissectrice (indice de concentration négatif), cela signifie que les restes à charge sont plus concentrés chez les personnes en meilleure santé. Une consommation de soins plus importante chez les moins malades pourrait être envisagée dans le cas de soins préventifs puisqu'ils évitent la dégradation de l'état de santé.

3. Données

3.1. The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)

Ce travail s'appuie sur les données de l'enquête SHARE (Börsch-Supan *et al.*, 2013)⁵. Cette base de données fournit des informations sur l'emploi, les conditions de vie et la santé des personnes de 50 ans et plus de 27 pays européens. Seules les données des vagues 5, 6 et 7⁶ (réalisées entre 2013 et 2017) sont utilisées car les questions sur les dépenses de santé laissées à la charge des patients posées dans les vagues précédentes ne sont pas comparables. En restreignant notre échantillon aux personnes ayant répondu à toutes les questions auxquelles nous avons recours, nous obtenons un échantillon total de 89 079 observations pour 50 336 individus

5. Nous utilisons les vagues 5, 6 et 7 de SHARE (DOIs: 10.6103/SHARE.w5.800, 10.6103/SHARE.w6.800, 10.6103/SHARE.w7.800, 10.6103). Voir Börsch-Supan *et al.* (2013) pour les détails méthodologiques. La collecte de données SHARE a été financée par la Commission européenne, DG RTD, par le FP5 (QLK6-CT-2001-00360), FP6 (SHARE-I3: RII-CT-2006-062193, COMPARE: CIT5-CT-2005-028857, SHARELIFE: CIT4-CT-2006-028812), FP7 (SHARE-PREP: GAN°211909, SHARE-LEAP: GAN°227822, SHARE M4: GAN°261982, DASISH: GAN°283646) et Horizon 2020 (SHARE-DEV3: GAN°676536, SHARE-COHESION: GAN°870628, SERISS: GAN°654221, SSHOC: GA N°823782, SHARE-COVID19: GA N°101015924) et par la DG Emploi, affaires sociales et inclusion par le biais de VS 2015/0195, VS 2016/0135, VS 2018/0285, VS 2019/0332, et VS 2020/0313. Les financements supplémentaires du ministère allemand de l'éducation et de la recherche, de la Max Planck Society for the Advancement of Science, de l'U.S. National Institute on Aging (U01_AG09740-13S2, P01_AG005842, P01_AG08291, P30_AG12815, R21_AG025169, Y1-AG-4553-01, IAG_BSR06-11, OGHA_04-064, HHSN271201300071C, RAG052527A) et les diverses sources nationales de financement sont vivement remerciés (voir www.share-project.org).

6. La vague 7 est articulée en deux sous-enquêtes : le questionnaire classique, soumis à tous les participants longitudinaux de l'enquête, et le questionnaire rétrospectif SHARELIFE recueillant des informations passées de la vie des participants. Ce deuxième questionnaire est posé à deux catégories d'enquêtés : les entrants en vague 7 et les anciens participants qui n'auraient pas répondu à ce questionnaire déjà soumis en vague 3. Nous excluons ces deux catégories d'enquêtés de l'échantillon d'intérêt, puisque le questionnaire classique qui leur est attribué a été aménagé pour limiter la durée totale d'enquête et ne contient pas d'information sur le reste à charge.

résidant dans 10 pays européens : l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, le Danemark, l'Espagne, la France, l'Italie, la République tchèque, la Suède et la Suisse.

3.2. Les variables d'intérêt

3.2.1. Le reste à charge

Dans l'enquête SHARE, nous disposons de l'information sur le reste à charge après intervention de tous les organismes de couverture publics et privés pour trois postes de soins : les visites chez le médecin (qu'il s'agisse de visite chez le généraliste, le spécialiste et/ou de consultation externe et d'urgence à l'hôpital), les soins dentaires et les séjours à l'hôpital. Pour chaque type de soins, la question fournissant les montants des restes à charge est la suivante : « *Durant les douze derniers mois, combien avez-vous payé en tout pour [poste de soins] sans être remboursé ensuite ? Veuillez n'inclure que ce qui est finalement resté à votre charge.* ». Le reste à charge est ainsi une variable continue dont la valeur la plus basse est 0 pour les individus n'ayant pas déclaré de reste à charge (prise en charge totale ou non-consommation).

Lorsque le montant du reste à charge représente une part importante du revenu, il est considéré comme une dépense dite « catastrophique ». La littérature retient en général un seuil de 10 % du revenu total ou un seuil de 40 % du revenu disponible (i.e. le revenu amputé des dépenses incompressibles, ou « capacité à payer ») pour définir une dépense catastrophique (O'Donnell *et al.*, 2007 ; Cylus *et al.*, 2018 ; Wagstaff, 2019). Compte tenu des informations disponibles dans SHARE, nous calculons un taux d'effort en rapportant les dépenses de santé au revenu total et retenons donc le seuil de 10 % pour conclure sur le caractère catastrophique du reste à charge. Pour chaque pays, les taux d'effort par quartile de revenu sont présentés en annexe et commentés dans la section 3.3.

Il convient de noter qu'utiliser des données déclaratives pour mesurer le reste à charge peut être source de biais. Plus précisément, on peut envisager un biais de mémoire lié au volume de consommation de soins, même si le sens du biais n'est pas évident. D'une part, on peut s'attendre à ce que les personnes qui consomment beaucoup de soins aient tendance à oublier certaines dépenses. Sachant que la consommation de soins est positivement corrélée au revenu, les plus riches sous-estimeraient ainsi leur reste à charge. Au final, le reste à charge pourrait apparaître moins concentré chez les plus riches qu'il ne l'est effectivement, et donc moins favorable à l'équité

verticale qu'il ne devrait l'être. D'autre part, on pourrait inversement penser que les restes à charge sont sous-estimés par les personnes consommant peu de soins, parce qu'elles auraient moins l'habitude de suivre leurs dépenses de santé. Dans ce cas, le reste à charge paraîtrait plus favorable à l'équité verticale, à tort. La consommation de soins étant également corrélée à l'état de santé, le reste à charge pourrait alors être sous-estimé chez les plus malades (resp. les moins malades) si les personnes ayant beaucoup (resp. peu) de dépenses sous-estiment les montants de reste à charge. Ainsi, la distribution du reste à charge est artificiellement plus (resp. moins) équitable horizontalement. Au final, il n'est pas possible de connaître l'impact du biais de mémoire sur la mesure de la contribution des restes à charge à l'équité dans le financement des soins. Néanmoins, le reste à charge déclaré dans l'enquête SHARE est la meilleure mesure que nous puissions utiliser pour mener cette analyse. Premièrement, aucune source de données administratives ne permet à ce jour d'observer le reste à charge final (i.e. après intervention de tous les organismes de couverture) pour un échantillon représentatif des personnes de 50 ans et plus. Deuxièmement, puisque l'objectif de cette étude est de comparer la contribution du reste à charge à l'équité du financement des soins entre les différents systèmes de santé européens, une mesure harmonisée du reste à charge entre pays européens est nécessaire.

3.2.2. La capacité contributive

Les données de l'enquête SHARE fournissent des informations détaillées sur différentes catégories de revenus des ménages (revenu salarial et non salarial). Nous retenons ici le niveau de vie du ménage, obtenu en divisant le revenu annuel total du ménage (somme de toutes les sources de revenu déclarées par le ménage) par le nombre d'unités de consommation. Le nombre d'unités de consommation est mesuré ainsi : le premier membre du ménage compte pour 1 unité et tous les autres membres du ménage comptent pour 0,5 (Hourriez & Olier, 1998). Les analyses d'équité verticale sont effectuées en utilisant les percentiles de cette variable continue de niveau de vie comme variable de rang. Le niveau de vie moyen ainsi que sa distribution en quartiles sont présentés pour l'échantillon total dans le tableau 2 et sont disponibles pour chacun des pays de l'échantillon dans l'Annexe en ligne S2 (voir tableaux S2-1 à S2-10 – lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article).

3.2.3. L'état de santé

L'analyse de l'équité horizontale dans le financement des soins nécessite de disposer d'une

variable continue d'état de santé afin de pouvoir ordonner la population selon son état de santé sur une échelle assez fine, en l'occurrence des centiles (Wagstaff & Van Doorslaer, 1994). Pour ce faire, nous construisons un score continu en prédisant l'état de santé général à partir de différents indicateurs d'état de santé déclarée et des caractéristiques sociodémographiques. Le choix des indicateurs de santé inclus dans notre modèle se fonde sur les outils de mesure d'état de santé développés par le groupe de recherche EuroQol Group (EuroQol Research Foundation, 2018). L'indicateur proposé, appelé EQ-5D, inclut plusieurs dimensions de la santé : la mobilité, les soins personnels, les activités de la vie quotidienne, la douleur/l'inconfort et la santé mentale.

Les données SHARE fournissent des informations sur les limitations dans les activités de la vie quotidienne telles que déclarées, notamment concernant la mobilité et les soins personnels. Concrètement, chaque personne interrogée déclare si elle a ou non des difficultés à : se laver, s'habiller, aller aux toilettes, se déplacer, être continent et se nourrir. Cette mesure des limitations dans les activités de la vie quotidienne capte ainsi les trois premières dimensions utilisées dans l'EQ-5D. Les personnes sont également interrogées sur la présence de douleurs. L'état de santé mentale est approximé une mesure standardisée européenne, l'EURO-D, s'appuyant sur les réponses à des questions relatives à : la dépression, le pessimisme, les pensées suicidaires, le sentiment de culpabilité, le sommeil, l'intérêt porté aux activités en général, l'irritabilité, l'appétit, la fatigue, la concentration, la capacité à se réjouir et les épisodes de pleurs (Prince *et al.*, 1999). Enfin, nous incluons également une variable comptabilisant le nombre de maladies chroniques diagnostiquées par un médecin, souvent utilisée dans la littérature pour approximer l'état de santé (Perronnin *et al.*, 2006 ; Devaux *et al.*, 2008 ; Pellet, 2020).

L'état de santé perçu est prédit par ces différentes dimensions de la santé, à l'aide d'un modèle linéaire, estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires :

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 AVQ_{it} + \beta_2 MC_{it} + \beta_3 EUROD_{it} + \beta_4 Douleur_{it} + \beta_5 X'_{it} + \partial_t + \varepsilon_{it}$$

où Y_{it} est l'état de santé général déclaré par l'individu i en période t variant de 1 à 5, 1 désignant un état de santé médiocre et 5 un excellent état de santé ; AVQ_{it} une variable indiquant le nombre de limitations fonctionnelles dans les activités précédemment citées (0 à 6) ; MC_{it} une variable indiquant le nombre de maladies chroniques ;

$EUROD_{it}$ une variable de santé mentale prenant des valeurs entre 0 et 12 (1 point pour chaque caractéristique de santé mentale dégradée déclarée par l'individu) ; $Douleur_{it}$ une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'individu déclare souffrir de douleurs, 0 sinon ; X'_{it} le vecteur de caractéristiques sociodémographiques prédictives de la santé perçue (i.e. âge, sexe) ; ∂_t un effet spécifique à l'année t à laquelle l'individu est observé ; ε_{it} un terme d'erreur normalement distribué. Les coefficients et erreurs-types ainsi que les moyennes prédites de l'état de santé perçu par pays sont disponibles en Annexe en ligne S1 (voir tableau S1-1).

3.3. Description de la population

L'ensemble de la population, tous pays confondus, comporte davantage de femmes (55 %) que d'hommes. Les individus sont âgés de 67 ans en moyenne, 26 % sont en emploi et le revenu annuel moyen s'élève à 27 722 euros (tableau 2). 35 % des individus sont couverts par une assurance maladie complémentaire privée et 32 % déclarent un état de santé médiocre ou acceptable, 38 % un bon état de santé et 30 % un très bon ou excellent état de santé. Le score d'état de santé prédit (voir section 3.2.3) est égal à 3 sur 5 en moyenne. Le recours aux soins, c'est-à-dire la consommation d'un soin donné au moins une fois dans l'année, est le plus fréquent pour les visites chez le médecin (89 %), suivi par les soins dentaires (57 %) puis les séjours hospitaliers (9 %). Parmi les consommateurs de soins, la proportion de ceux ayant un reste à charge annuel nul, c'est-à-dire une couverture complète des dépenses de santé par le système public et/ou une assurance complémentaire privée, est plus élevée pour les séjours à l'hôpital (66 %) que pour les consultations médicales (57 %) et les soins dentaires (26 %). En moyenne, les consultations chez le médecin représentent le poste de soins qui génère le reste à charge le plus faible (83 euros). Il est plus élevé pour les séjours à l'hôpital (138 euros) et les soins dentaires (376 euros).

Dans l'échantillon total comme dans chaque pays pris séparément, les premiers quartiles de revenu comportent une population en moyenne plus féminine, plus âgée, moins active et en moins bonne santé (voir l'Annexe en ligne S2, tableaux S2-1 à S2-10, pour le détail par pays). Les plus pauvres sont systématiquement moins couverts par une assurance maladie complémentaire que les plus riches, et les différences selon le revenu sont particulièrement élevées en Allemagne, en Autriche, en Belgique et au Danemark, pays dans lesquels le taux de

Tableau 2 – Statistiques descriptives

	1 ^{er} quartile	2 ^e quartile	3 ^e quartile	4 ^e quartile	Total
Caractéristiques individuelles					
Femmes	0,59	0,55	0,53	0,52	0,55
Âge	69,57	68,72	66,30	64,71	67,36
Actifs occupés	0,14	0,18	0,30	0,41	0,26
Revenu par unité de consommation (en €)	9 678	15 770	21 895	64 641	27 722
Couverture complémentaire	0,28	0,33	0,37	0,42	0,35
État de santé					
Médiocre	0,12	0,09	0,06	0,05	0,08
Correct	0,31	0,27	0,22	0,18	0,24
Bon	0,36	0,39	0,40	0,38	0,38
Très bon	0,15	0,18	0,23	0,27	0,20
Excellent	0,06	0,07	0,10	0,13	0,10
Score prédit	2,83	2,95	3,07	3,16	3,00
Recours aux soins					
Visites chez le médecin	0,89	0,90	0,89	0,88	0,89
Soins dentaires	0,46	0,55	0,61	0,65	0,57
Séjours hospitaliers	0,10	0,10	0,08	0,07	0,09
Reste à charge nul					
Visites chez le médecin	0,65	0,62	0,60	0,59	0,61
Soins dentaires	0,67	0,59	0,54	0,51	0,58
Séjours hospitaliers	0,97	0,97	0,97	0,98	0,97
Reste à charge nul si recours					
Visites chez le médecin	0,61	0,58	0,55	0,53	0,57
Soins dentaires	0,29	0,26	0,24	0,25	0,26
Séjours hospitaliers	0,69	0,64	0,65	0,66	0,66
Reste à charge annuel moyen (en €)					
Visites chez le médecin	56,76	69,11	79,69	90,24	73,74
Soins dentaires	147,13	186,07	251,87	269,89	212,83
Séjours hospitaliers	14,53	8,63	9,10	10,02	10,59
Reste à charge annuel moyen si recours (en €)					
Visites chez le médecin	63,93	76,76	89,65	102,98	83,00
Soins dentaires	320,24	338,74	414,68	414,58	376,33
Séjours hospitaliers	165,24	101,99	138,36	150,66	138,46
Nombre d'observations	22 765	22 607	21 818	21 889	89 079

Note : pour chaque variable, la moyenne est reportée pour le premier (deuxième, troisième, quatrième) quartile de revenu dans la colonne 1 (2, 3, 4). Le score de santé prédit prend ses valeurs entre 1 et 5.

Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans, tous pays confondus.

couverture des personnes du premier quartile de revenu est d'au moins 20 points de pourcentage plus faible que celui du dernier quartile. Par ailleurs, le taux de couverture varie largement entre pays, et notamment selon le type de système de santé. La France, la Belgique et la Suisse, qui ont des systèmes assurantiels, ont les taux de couverture les plus élevés de l'échantillon, avec respectivement 96 %, 81 % et 77 % des individus ayant souscrit un contrat d'assurance complémentaire. A contrario, dans les pays dont le système est universel, le recours à l'assurance complémentaire est moins nécessaire pour couvrir les dépenses de santé et y est de fait largement plus faible, avec 5 % de la population couverte en Italie, 10 % en Espagne et 16 % en Suède.

Le recours aux consultations chez le médecin est élevé dans tous les pays, avec au moins 85 % des individus ayant consulté un médecin au moins une fois au cours des douze derniers mois. Parmi les consommateurs de soins, les plus pauvres sont en proportion plus nombreux à déclarer un reste à charge nul que les plus riches, à l'exception du Danemark où la proportion de personnes avec un reste à charge est égale à 95 % dans tous les quartiles de revenu. Le montant moyen de reste à charge chez les consommateurs de soins décroît avec le revenu, sauf en Suède et en République tchèque où les individus des premier et dernier quartiles ont un reste à charge annuel plus élevé que dans les quartiles intermédiaires. En revanche, le reste à charge représente un poids financier plus important chez les plus pauvres

puisque le taux d'effort décroît avec le revenu, sauf dans deux pays ayant un système universel Beveridgean : le Danemark et l'Espagne (voir annexe, figures A-I à A-III). Quel que soit le pays, aucun groupe de revenu n'atteint le seuil de 10 % déterminant un reste à charge catastrophique. Le taux d'effort pour les visites chez le médecin représente, au plus, 2 % du revenu pour tous les groupes de revenu.

Dans tous les pays, le recours aux soins dentaires croît avec le revenu, bien que la population aux revenus les plus faibles soit plus âgée et en moins bon état de santé. Les soins dentaires semblent donc particulièrement sujets aux barrières d'accès. La proportion d'individus déclarant une couverture totale des dépenses de soins dentaires est de 26 % en moyenne dans l'échantillon, mais cette proportion varie largement entre pays. Au Danemark, en Italie, en Suède et en Suisse, elle est inférieure à 10 % alors qu'elle monte à 64 % en France. Le taux d'effort dentaire décroît avec le revenu dans tous les pays. En Italie et en Espagne, le reste à charge dentaire représente respectivement 12 % et 13 % du revenu des individus du premier quartile, c'est-à-dire que les dépenses de soins dentaires restant à la charge des individus les plus modestes atteignent un seuil catastrophique.

Dans les systèmes de soins universels comme celui du Danemark, l'Italie et l'Espagne, la proportion de prise en charge totale parmi les personnes ayant été hospitalisées dans l'année avoisine 100 %. Pourtant fondé sur le même modèle, le système suédois affiche la proportion de reste à charge nul la plus faible de tous les pays étudiés (23 %). Le lien entre le montant annuel du reste à charge et le revenu est moins homogène entre pays pour les séjours hospitaliers que pour les soins dentaires ou les visites chez le médecin. En Allemagne, en Belgique et au Danemark, le reste à charge moyen baisse avec le revenu alors qu'il augmente en Espagne, en France et en Suisse. Dans les autres pays, le reste à charge moyen est le plus élevé dans le premier et le dernier quartile. Le seuil de reste à charge catastrophique n'est atteint dans aucun pays pour les dépenses hospitalières.

4. Résultats

4.1. L'équité verticale dans le financement des soins

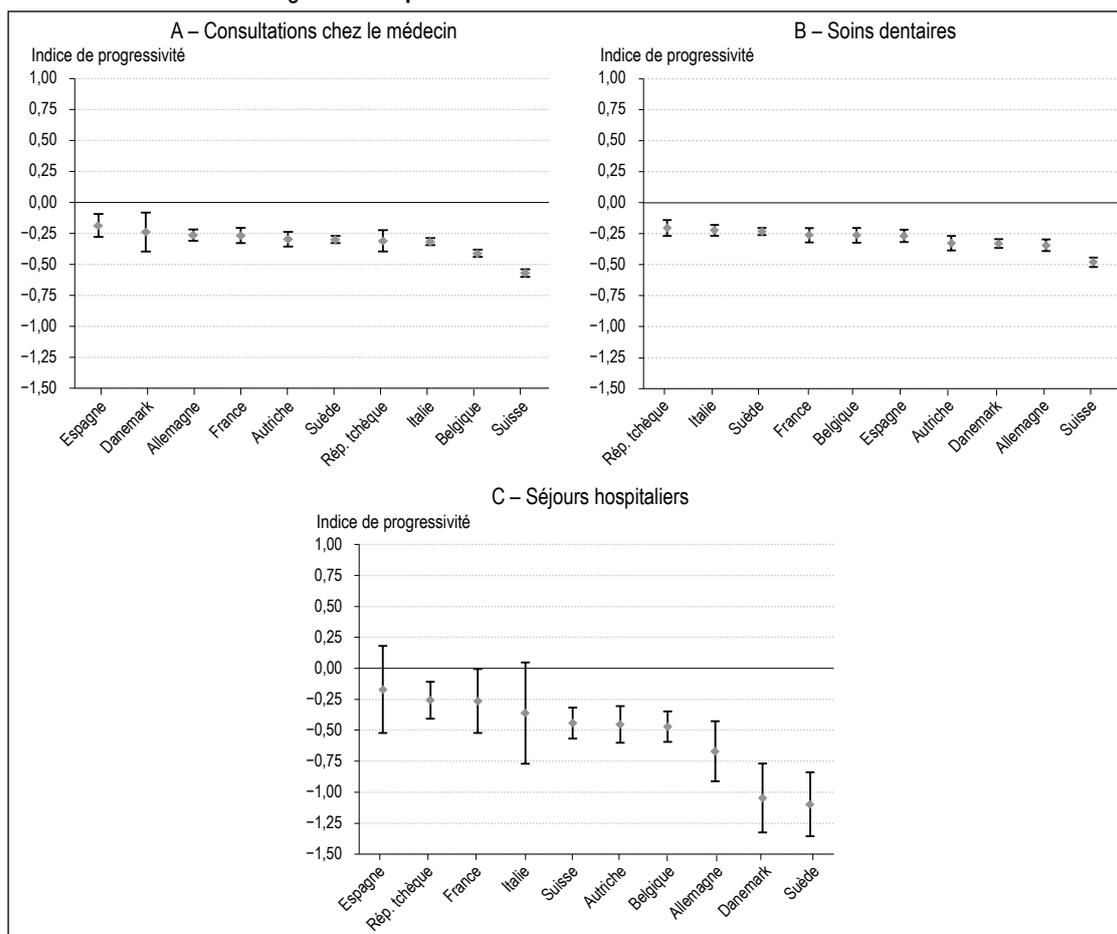
L'analyse de la contribution des restes à charge à l'équité verticale dans le financement des soins est résumée dans la figure IV. Les courbes de concentration sont présentées en annexe (voir figures A-IV à A-VI). Pour chaque pays, l'indice

de progressivité est représenté avec son intervalle de confiance à 95 %. La figure IV-A (resp. IV-B, IV-C) représente l'indice de progressivité du reste à charge des consultations médicales (resp. des soins dentaires, des séjours hospitaliers). L'indice de concentration des restes à charge pour chaque poste de soins, l'indice de Gini ainsi que l'indice de progressivité correspondant sont disponibles en Annexe en ligne S3 (voir tableau S3-1). Nous commentons les résultats au regard de la question de l'accès aux soins. Les indices de concentration du recours avec standardisation sur le besoin de soins pour chaque poste de soins sont également disponibles en Annexe en ligne S3 (voir tableau S3-2).

4.1.1. Consultations chez le médecin

En République tchèque, en Suède et au Danemark, la courbe de concentration du reste à charge des consultations médicales ne s'éloigne pas significativement de la bissectrice. Les indices de concentration ne sont pas significativement différents de 0 au seuil de 5 %, c'est-à-dire que le reste à charge ne varie pas avec le revenu. Dans les autres pays, les indices de concentration sont positifs et significativement différents de 0 au moins au seuil de 5 %. En revanche, la courbe de concentration croise la bissectrice en Autriche, en Espagne et en Suisse, compromettant ainsi l'interprétation des indices de concentration. Seules l'Allemagne, la Belgique, la France et l'Italie ont des courbes de concentration situées significativement en dessous de la bissectrice sans la croiser, montrant ainsi que les restes à charge sont plus concentrés chez les plus riches, surtout en France et en Allemagne (indice de concentration $>0,2$). Cependant, si le reste à charge est plus concentré chez les individus les plus riches dans certains pays, l'équité verticale dans le financement n'est pas vérifiée pour autant puisque l'indice de progressivité du reste à charge des consultations médicales est négatif et significatif dans tous les pays, suggérant une structure régressive du reste à charge. En d'autres termes, même si le reste à charge est plus concentré chez les plus riches, il pèse davantage dans le budget des plus pauvres. La figure IV-A montre que la Suisse, dont le financement des soins repose plus largement sur des sources privées, est le pays pour lequel le reste à charge est le plus régressif (indice de progressivité $<-0,5$), alors que le niveau de régressivité est le plus faible en Espagne ($-0,2 < \text{indice de progressivité} < 0$) et au Danemark ($-0,3 < \text{indice de progressivité} < -0,2$), dont les systèmes de santé sont basés sur un modèle universel. Le niveau de régressivité des restes à charge semble en outre sous-estimé puisque les plus riches consomment

Figure IV – Equité verticale dans le financement des soins



davantage de soins que les plus pauvres à besoin de soins donné dans tous les pays, à l'exception de l'Allemagne, du Danemark et de l'Espagne.

4.1.2. Soins dentaires

En ce qui concerne les soins dentaires, l'indice de concentration des restes à charge est positif dans tous les pays (au seuil de 1 %), indiquant une concentration plus accrue du reste à charge parmi les revenus les plus élevés. Graphiquement, la courbe de concentration des restes à charge est située en dessous de la bissectrice, sauf en Autriche, en Suisse et en Belgique où la courbe de concentration croise la bissectrice. De la même manière que pour les consultations médicales, la concentration du reste à charge chez les plus riches ne garantit pas l'équité verticale dans le financement puisque le reste à charge dentaire est régressif. Dans tous les pays, l'indice de progressivité est négatif et significativement différent de 0, signifiant que le reste à charge augmente moins que proportionnellement au revenu. Le reste à charge des soins dentaires participe donc à l'iniquité dans le financement des soins, particulièrement en Suisse (indice de progressivité = 0,488). La régressivité du

reste à charge relatif aux soins dentaires semble là encore sous-estimée puisque les indices de concentration du recours standardisé sur le besoin de soins sont positifs, et même de plus grande amplitude que pour les consultations chez le médecin. À besoin de soin égal, le recours est plus concentré chez les plus riches, et ce particulièrement en Italie et en Espagne (indice de concentration > 0,1). Le reste à charge dentaire pèserait donc encore plus dans le budget des plus modestes s'ils consommaient autant de soins que leur état de santé le nécessite.

4.1.3. Séjours hospitaliers

Dans tous les pays, l'indice de concentration du reste à charge hospitalier n'est pas significativement différent de 0 au niveau de confiance de 95 %. Ce résultat suggère que le reste à charge des séjours à l'hôpital est également réparti le long de la distribution du revenu, c'est-à-dire que le montant annuel de reste à charge est indépendant du revenu. En revanche, cela n'implique pas l'équité verticale dans le financement qui nécessite que, non seulement le montant du reste à charge augmente avec le revenu, mais surtout que la part du revenu allouée au reste à

charge augmente avec la capacité contributive. La figure IV-C montre ainsi qu'à l'exception de l'Espagne et de l'Italie, le reste à charge des séjours à l'hôpital est régressif puisque l'indice de progressivité est significativement négatif (au seuil de 5 %). Il est le plus régressif en Suède et au Danemark (indice de progressivité < -1) et le moins régressif en République tchèque et en France ($-0,3 < \text{indice de progressivité} < 0$). La structure régressive du reste à charge semble encore une fois sous-estimée au regard de la plus forte concentration du recours, à besoin de soins donné, chez les plus riches en Autriche (au seuil de 1 %), semble par contre surestimée en Suède (au seuil de 1 %) et en Allemagne (au seuil de 5 %) où le recours est plus concentré chez les plus pauvres, à besoin de soins donné.

4.2. Équité horizontale dans le financement des soins

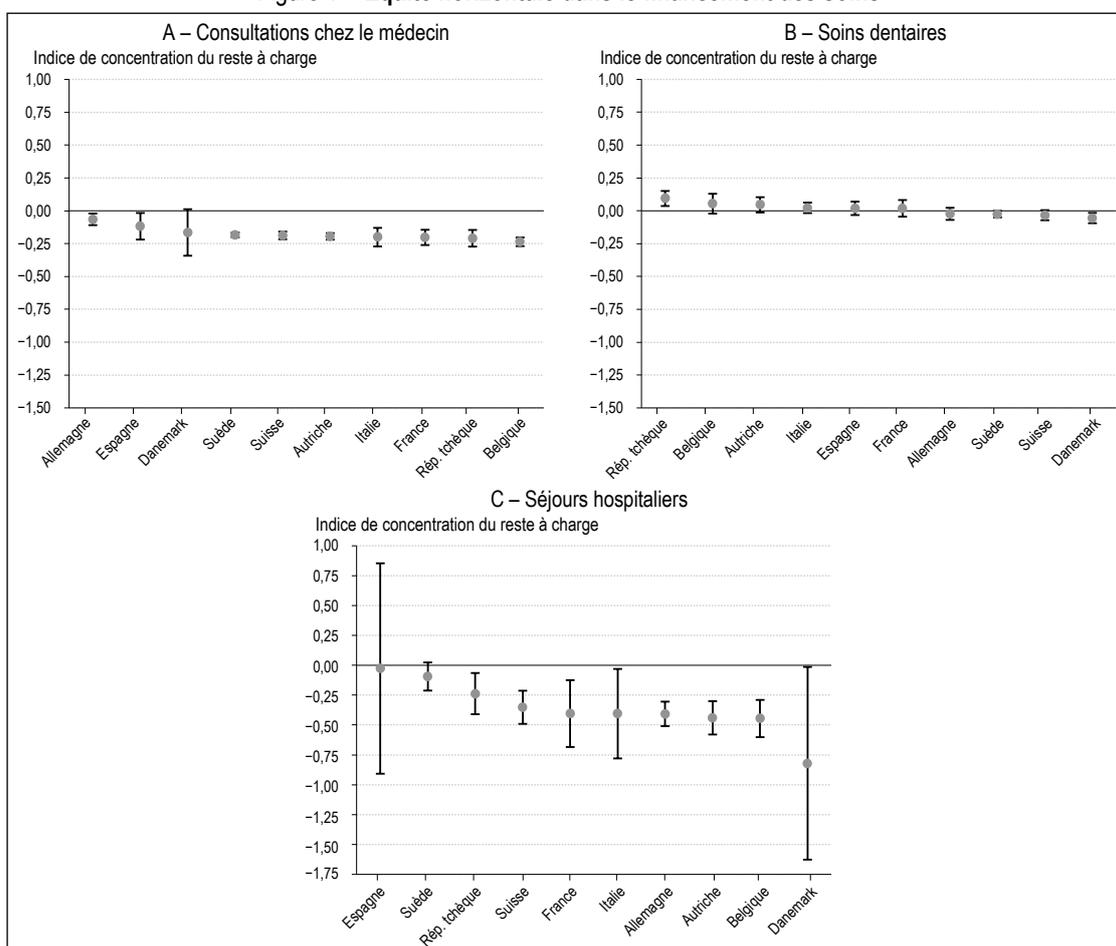
L'analyse de la contribution des restes à charge à l'équité horizontale du financement des soins est résumée dans la figure V. Pour chaque pays, les indices de concentration du reste à charge selon l'état de santé standardisés par le revenu sont

représentés avec leur intervalle de confiance à 95 %. La figure V-A (resp. V-B, V-C) représente les indices de concentration du reste à charge des consultations médicales (resp. des soins dentaires, des séjours hospitaliers). Les indices de concentration standardisés pour chaque poste de soins sont disponibles dans l'Annexe en ligne S3 (voir tableau S3-3). Les courbes de concentration correspondantes sont présentées en annexe (voir figures A-VII à A-IX).

4.2.1. Consultations chez le médecin

À revenu donné, l'indice de concentration du reste à charge des consultations médicales selon l'état de santé est négatif et significativement différent de 0 au seuil de 5 % tous les pays, à l'exception du Danemark (seuil de 1 %). Graphiquement, on observe que la courbe de concentration du reste à charge croise la bissectrice en Allemagne et au Danemark, rendant les résultats ininterprétables pour ces pays. Pour les autres pays, un indice de concentration négatif signifie que le reste à charge des consultations médicales est davantage concentré chez les plus malades et contribue donc négativement

Figure V – Équité horizontale dans le financement des soins



à l'équité horizontale dans le financement des soins. Ce résultat suggère une protection financière insuffisante pour les plus malades. En effet, l'iniquité est la plus marquée dans les systèmes assurantiels bismarckiens comme en Autriche, en France, en République tchèque et en Belgique où l'indice de concentration est inférieur à $-0,2$ malgré l'existence de dispositifs d'exonération ou d'un plafonnement au titre de la maladie. En Espagne, en Suède et en Italie, où le système de soins est fondé sur un modèle universel Beveridgien, l'iniquité est moins forte ($-0,2 < \text{indice de concentration} < -0,1$), tout comme en Suisse malgré son système assurantiel à dominance privée.

4.2.2. Soins dentaires

Concernant les soins dentaires, les restes à charge sont plus concentrés chez les plus malades au Danemark (au seuil de 5 %), en Suède (au seuil de 5 %) et en Suisse (au seuil de 10 %), alors qu'ils sont plus concentrés chez les moins malades en République tchèque (au seuil de 5 %), à revenu donné. Néanmoins, seuls les indices de concentration du Danemark et de la République tchèque sont interprétables, puisque ce sont les seuls pays dont la courbe de concentration ne croise pas la bissectrice. Au Danemark, les plus malades sont davantage exposés au poids financier lié à leurs soins dentaires. Dans le cas tchèque, la concentration du reste à charge chez les moins malades à revenu donné pourrait suggérer une redistribution des moins malades vers les plus malades par le système. Néanmoins, on ne peut ignorer l'existence d'autres potentiels canaux, comme une priorisation des soins chez les plus malades en défaveur des soins dentaires à budget donné, ou un moindre recours aux soins dentaires préventifs chez les plus malades en raison de la corrélation positive entre état de santé et comportements de prévention.

4.2.3. Séjours hospitaliers

Le reste à charge des séjours hospitaliers est plus concentré chez les plus malades (au moins au seuil de 5 %) dans tous les pays, sauf en Espagne et en Suède où l'indice de concentration des restes à charge n'est pas significativement différent de 0. Dans le cas des séjours hospitaliers, l'indice de concentration prend des valeurs plus élevées que pour les autres postes de soins en valeur absolue, témoignant d'une iniquité horizontale plus forte. Cette différence peut s'expliquer par le fait que les séjours hospitaliers concernent davantage les personnes en mauvaise santé que les autres types de soins, puisqu'ils sont essentiellement curatifs, alors que les consultations chez le médecin et les

soins dentaires peuvent relever de la prévention. Pour cette raison, le reste à charge hospitalier contribue plus largement à l'iniquité horizontale dans le financement de soins. Comme pour les soins dentaires, l'iniquité est la plus marquée au Danemark (indice de concentration $< -0,8$) et la moins forte en République tchèque ($-0,4 < \text{indice de concentration} < -0,3$).

5. Discussion

Pour les personnes de plus de 50 ans, les restes à charge des visites chez le médecin ont une structure régressive, suggérant que les dépenses restant à la charge des patients augmentent moins que proportionnellement au revenu. Dès lors, même si les restes à charge sont davantage concentrés chez les plus riches, le taux d'effort lié aux visites chez le médecin reste plus important pour les personnes les plus modestes, ce qui signifie que les restes à charge contribuent négativement à l'équité verticale dans le financement des soins. La régressivité du reste à charge est la moins marquée en Espagne et au Danemark, où les visites chez le médecin sont comprises dans le panier de soins universel. Elle l'est davantage en Suède, où le partage des coûts est en vigueur pour ces soins sans exonération sous condition de ressources, et en Italie où la couverture assurantielle complémentaire est très faible. C'est en Suisse, où le financement des soins repose plus largement sur des sources privées en l'absence d'exonération sous conditions de ressources, que le reste à charge contribue le plus à l'iniquité verticale dans le financement des soins. Le reste à charge dentaire est également régressif dans tous les pays, surtout en Suisse. La République tchèque est le seul pays considéré dans cette étude qui n'applique pas de copaiement pour les soins dentaires de base, ce qui pourrait expliquer que le reste à charge y adopte une structure moins régressive que dans les autres pays. Il est toutefois important de noter que le recours aux soins dentaires est davantage concentré chez les individus les plus aisés à besoin de soins donné. Ce résultat implique que la régressivité observée du reste à charge est sous-estimée, c'est-à-dire que le reste à charge dentaire représenterait une part plus importante du revenu des plus pauvres s'ils consommaient autant de soins que leur état de santé le nécessite. Concernant les hospitalisations, le reste à charge contribue négativement à l'équité verticale dans le financement dans tous les pays à l'exception de l'Espagne et de l'Italie. En dépit de leur système universel, la Suède et le Danemark ont une structure de reste à charge très régressive. Ce résultat est cohérent avec la croissance d'un système « à deux vitesses » généré par des listes d'attente

trop longues à l'hôpital public et une privatisation grandissante du système sans pour autant prévoir d'exonérations sous condition de ressources dans ces pays (Chambaretaud & Lequet-Slama, 2003). En Suède, le bouclier sanitaire prévu pour le reste à charge hospitalier au grand âge ne permet pas d'atteindre l'équité verticale puisque le plafond ne dépend pas du revenu.

À revenu donné, le reste à charge des consultations médicales et le reste à charge hospitalier sont davantage concentrés chez les plus malades dans presque tous les pays, avec quelques exceptions, remettant en question l'équité horizontale du financement des soins. En Espagne et en Suède, le reste à charge issu des hospitalisations n'est pas plus concentré chez les plus malades, ce qui pourrait suggérer que leurs systèmes prennent en charge les soins des personnes les plus malades afin qu'elles ne soient pas financièrement tenues pour responsables de leur mauvais état de santé (e.g. bouclier sanitaire pour le reste à charge hospitalier des personnes âgées de plus de 85 ans). Il en est de même pour les visites chez le médecin au Danemark où la distribution du reste à charge standardisé sur le revenu ne dérive pas de la situation de parfaite égalité. Dans les autres pays, des dispositifs tels que l'exonération du reste à charge pour les personnes les plus malades pourraient être envisagés ou améliorés afin de réduire les iniquités horizontales dans le financement des soins. Dans le cas des soins dentaires, le reste à charge est plus concentré chez les plus malades au Danemark. En République tchèque, il l'est davantage chez les moins malades, à revenu donné, suggérant une potentielle redistribution du financement des moins malades vers les plus malades. Il convient cependant de ne pas négliger l'existence d'autres facteurs potentiels, comme un renoncement aux soins dentaires plus important chez des individus malades ayant déjà un taux d'effort important sur d'autres postes de soins, ou un moindre recours aux soins dentaires chez les plus malades en raison de la corrélation positive entre état de santé et comportements de prévention.

Cette étude comporte plusieurs limites. Premièrement, l'utilisation du reste à charge déclaré pourrait être source de biais pour l'analyse d'équité verticale si le report des dépenses est systématiquement erroné chez certains individus (e.g. les individus qui consomment très peu de soins, ou ceux qui en consomment beaucoup).

Néanmoins, ces données nous permettent d'observer le reste à charge final, à l'inverse des données administratives, de façon harmonisée entre pays européens. Ensuite, l'équité horizontale dans le financement des soins pourrait paraître respectée à tort si les personnes en bonne santé (resp. en mauvaise santé) avaient tendance à sur-consommer (resp. sous-consommer) des soins en raison de la corrélation positive entre état de santé et préférence pour la santé. Dans ce cas, le reste à charge pourrait même être davantage concentré chez les moins malades. De la même manière que l'existence de barrières d'accès aux soins chez les plus pauvres tend à surestimer l'équité verticale dans le financement des soins, ne pas observer la préférence pour la santé surestimerait l'équité horizontale dans le financement des soins. Enfin, les personnes les plus malades sont moins représentées dans l'échantillon si celles-ci sont en incapacité de répondre (e.g. à l'hôpital, en institution, etc.). De ce fait, l'échantillon surreprésente les individus en meilleure santé dont le montant annuel de reste à charge est potentiellement moindre. Cette sélection limite la validité externe de nos résultats puisque les mesures d'équité sont calculées sur une population en meilleure santé par rapport à la population totale des 50 ans et plus.

* *
*

Les résultats de cette étude suggèrent que l'équité verticale dans le financement est moins respectée dans les systèmes d'héritage assurantiel que dans les systèmes d'héritage universel, malgré l'existence d'instruments redistributifs. Dans les systèmes universels, l'équité verticale dans le financement semble mieux respectée pour les soins ambulatoires alors que c'est moins le cas à l'hôpital, illustrant ainsi la nécessité de ces systèmes à s'adapter à leur privatisation progressive en proposant des dispositifs d'exonération à destination des plus modestes. Concernant l'iniquité horizontale dans le financement, les systèmes universels semblent être plus performants pour les consultations chez le médecin et les hospitalisations. Ce n'est cependant pas systématiquement le cas pour les soins dentaires, ce qui suggère que des efforts supplémentaires devraient être concentrés sur ces soins, généralement mal couverts, et ce dans les dix systèmes européens que nous avons analysés. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8186052/ES542_Jusot-Lemoine_Annexe-en-ligne.pdf

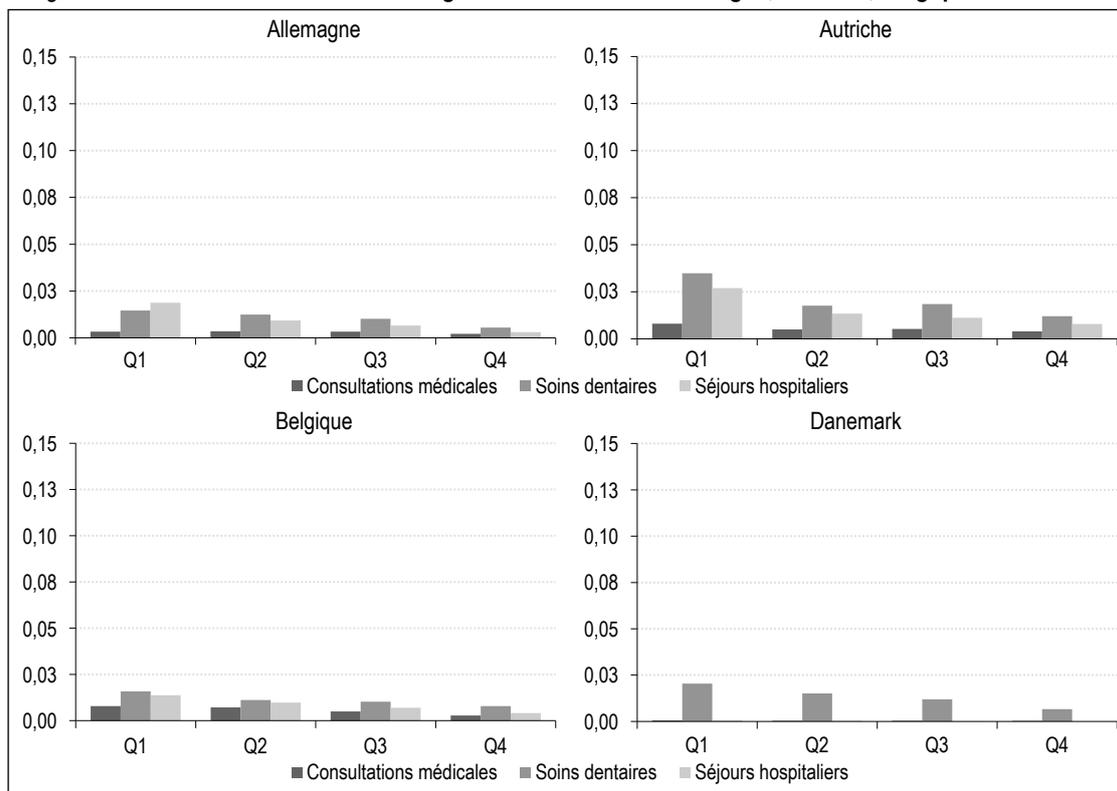
BIBLIOGRAPHIE

- Badel, M. & Pujolar, O. (2008).** Systèmes de santé et accès aux soins : diversité des modèles et enjeux actuels. *Bulletin de droit comparé du travail et de la sécurité sociale*, 105–125. <https://shs.hal.science/halshs-01075418/>
- Berchet C. & Morgan D. (2018).** Comparaisons internationales des dépenses de santé à la charge directe des patients dans les pays de l'OCDE. *Actualité de Dossier en Santé Publique* N° 102. <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Telecharger%3FNomFichier%3Dad1021054.pdf>
- Börsch-Supan, A., Brandt, M., Hunkler, C., Kneip, T., Korbmacher, J. M., Malter, F., Schaan, B., Stuck, S. & Zuber, S. (2013).** Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology*, 42(4), 992–1001. <https://doi.org/10.1093/ije/dyt088>
- Chambaretaud, S. & Lequet-Slama, D. (2003).** Les systèmes de santé nationaux du nord de l'Europe et l'influence des modèles libéraux durant la crise des années quatre-vingt-dix. *Revue française des affaires sociales*, 4, 399–422. <https://doi.org/10.3917/rfas.034.0399>
- Chambaretaud, S. & Hartmann, L. (2009).** Participation financière des patients et mécanismes de protection en Europe. *Pratiques et organisation des soins*, 1, 31–38. <https://doi.org/10.3917/pos.401.0031>
- Cylus, J., Thomson, S. & Evetovits, T. (2018).** Catastrophic health spending in Europe: Equity and policy implications of different calculation methods. *Bulletin of the World Health Organization*, 96(9), 599–609. <https://doi.org/10.2471/blt.18.209031>
- Daniels, N. (1982).** Equity of access to health care: some conceptual and ethical issues. *The Milbank Memorial Fund Quarterly. Health and Society*, 51–81. <https://www.jstor.org/stable/3349700>
- Daniels, N. (1985).** *Just Health Care*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Devaux, M., Jusot, F., Sermet, C. & Tubeuf, S. (2008).** Hétérogénéité sociale de déclaration de l'état de santé et mesure des inégalités de santé. *Revue française des affaires sociales*, 1, 29–47. <https://doi.org/10.3917/rfas.081.0029>
- EuroQol Research Foundation (2028).** EQ-5D-3L User Guide. <https://euroqol.org/publications/user-guides>
- Fleurbaey, M. & Schokkaert, E. (2009).** Unfair Inequalities in Health and Health Care. *Journal of Health Economics*, 28(1), 73–90. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.016>
- Franc, C. & Pierre, A. (2016).** Conséquences de l'assurance publique et complémentaire sur la distribution et la concentration des restes à charge. *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 64, S105. <https://doi.org/10.1016/j.respe.2015.07.025>
- Hourriez, J.-M. & Olier, L. (1998).** Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence. *Économie et Statistique*, 308(1), 65–94. <https://doi.org/10.3406/estat.1998.2591>
- Jusot, F., Legal, R., Louvel, A., Pollak, C. & Shmueli, A. (2016).** À quoi tient la solidarité de l'assurance maladie entre les hauts revenus et les plus modestes en France ? *Revue française d'économie*, 31(4), 15–62. <https://doi.org/10.3917/rfe.164.0015>
- Kakwani, N. C. (1977).** Measurement of tax progressivity: an international comparison. *The Economic Journal*, 87(345), 71–80. <https://www.jstor.org/stable/2231833>
- Nezosi, G. (2021).** *La protection sociale*. La Documentation française. <https://doi.org/10.3917/ldf.nezos.2021.01>
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. & Lindelöw, M. (2007).** Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and their Implementation. *World Bank Publications*. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6933-3>
- OCDE (2024).** *Dépenses de santé et financement : Indicateurs des dépenses de santé. Statistiques de l'OCDE sur la santé* (Base de donnée). <https://doi.org/10.1787/data-00349-fr>
- Paris, V., Hewlett, E., Aaraaen, A., Alexa, J. & Simon, L. (2016).** Health care coverage in OECD countries in 2012. *Documents de travail de l'OCDE sur la santé* N° 88. Paris: Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/5jlz3kbf7pzv-en>
- Pellet, S. (2020).** Reste à charge et équité du système de santé : le cas du Tadjikistan. *Revue économique*, 71(5), 865–893. <https://www.jstor.org/stable/26956212>
- Perronnin, M. (2018).** Iniquités des restes à charge selon la santé et le niveau de vie. Enseignements des travaux récents de l'Irdes. *Actualité de Dossier en Santé Publique*, 102, 24–29. <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Telecharger?NomFichier=ad1022429.pdf>
- Perronnin, M. & Tubeuf, S. (2006).** Construction d'un indicateur continu d'état de santé agréant risque vital et incapacité. *Questions d'économie de la Santé*, 107. <http://hdl.handle.net/2078/219646>

- Prince, M., Reischies, F. M., Beekman, A. T., Fuhrer, R., Jonker, C., Kivelä, S., Lawlor, B. A., Lobo, A., Magnusson, H., Fichter, M. M., Van Oyen, H., Roelands, M., Skoog, I., Turrina, C. & Copeland, J. R. M. (1999).** Development of the EURO-D scale—a European Union initiative to compare symptoms of depression in 14 European centres. *The British Journal of Psychiatry*, 174(4), 330–338. <https://doi.org/10.1192/bjp.174.4.330>
- Rochaix, L. & Tubeuf, S. (2009).** Mesures de l'équité en santé. *Revue économique*, 60(2), 325–344. <https://doi.org/10.3917/reco.602.0325>
- Tikkanen, R., Osborn, R., Mossialos, E., Djordjevic, A. & Wharton, G. (2020).** International Health Care System Profiles. *The Commonwealth Fund*.
- Wagstaff, A., Van Doorslaer, E. & Paci, P. (1989).** Equity in the finance and delivery of health care: some tentative cross-country comparisons. *Oxford Review of Economic Policy*, 5(1), 89–112. <https://doi.org/10.1093/oxrep/5.1.89>
- Wagstaff, A. & Van Doorslaer, E. (1994).** Measuring inequalities in health in the presence of multiple-category morbidity indicators. *Health Economics*, 3(4), 281–291. <https://doi.org/10.1002/hec.4730030409>
- Wagstaff, A. (2019).** Measuring catastrophic medical expenditures: Reflections on three issues. *Health Economics*, 28(6), 765–781. <https://doi.org/10.1002/hec.3881>
-

ANNEXE A1

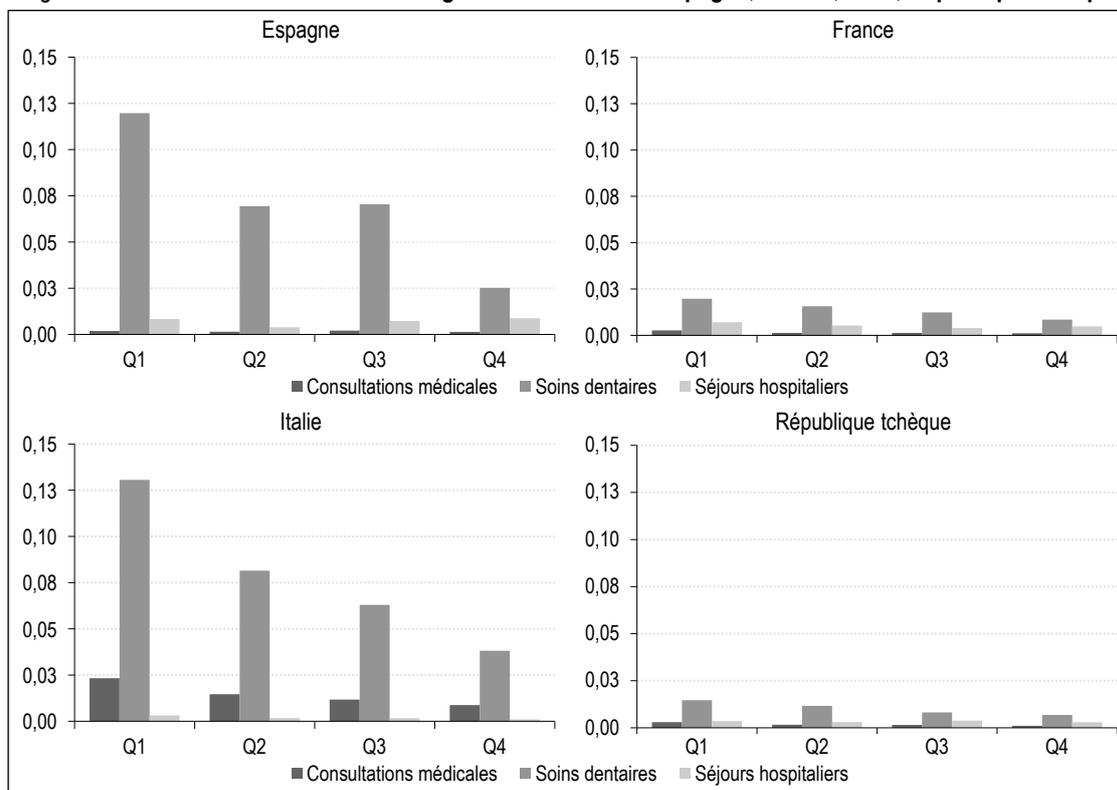
Figure A-I – Taux d'effort du reste à charge selon le revenu – Allemagne, Autriche, Belgique et Danemark



Note : le taux d'effort est égal au ratio reste à charge/revenu.

Source et champ : Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

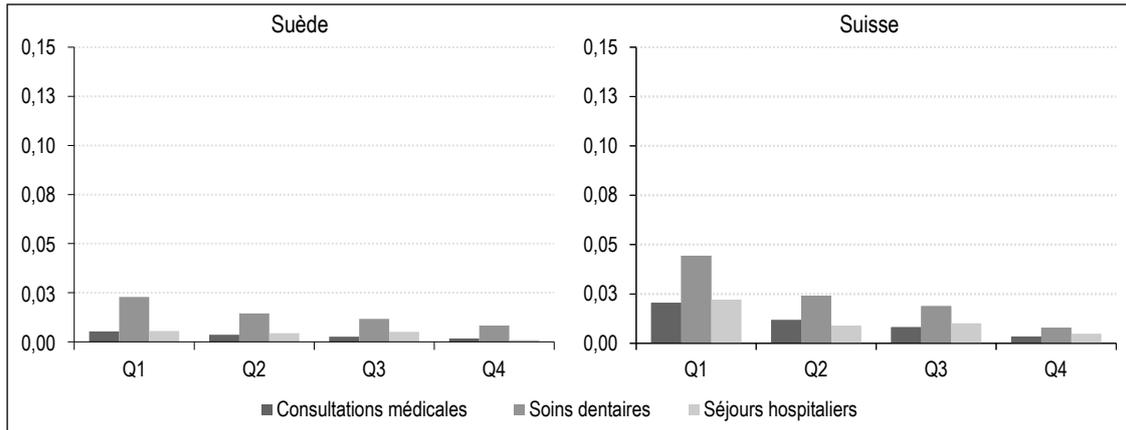
Figure A-II – Taux d'effort du reste à charge selon le revenu – Espagne, France, Italie, République tchèque



Note : le taux d'effort est égal au ratio reste à charge/revenu.

Source et champ : Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

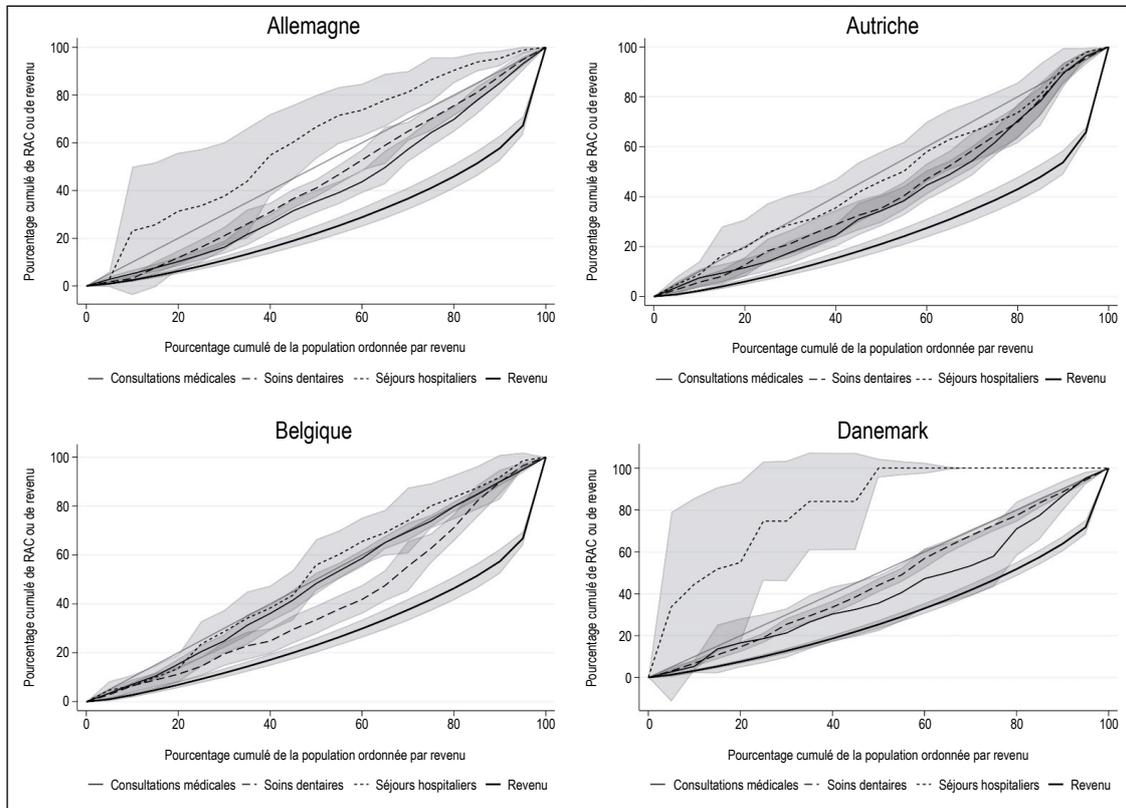
Figure A-III – Taux d'effort du reste à charge selon le revenu – Suède et Suisse



Note : le taux d'effort est égal au ratio reste à charge/revenu.

Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

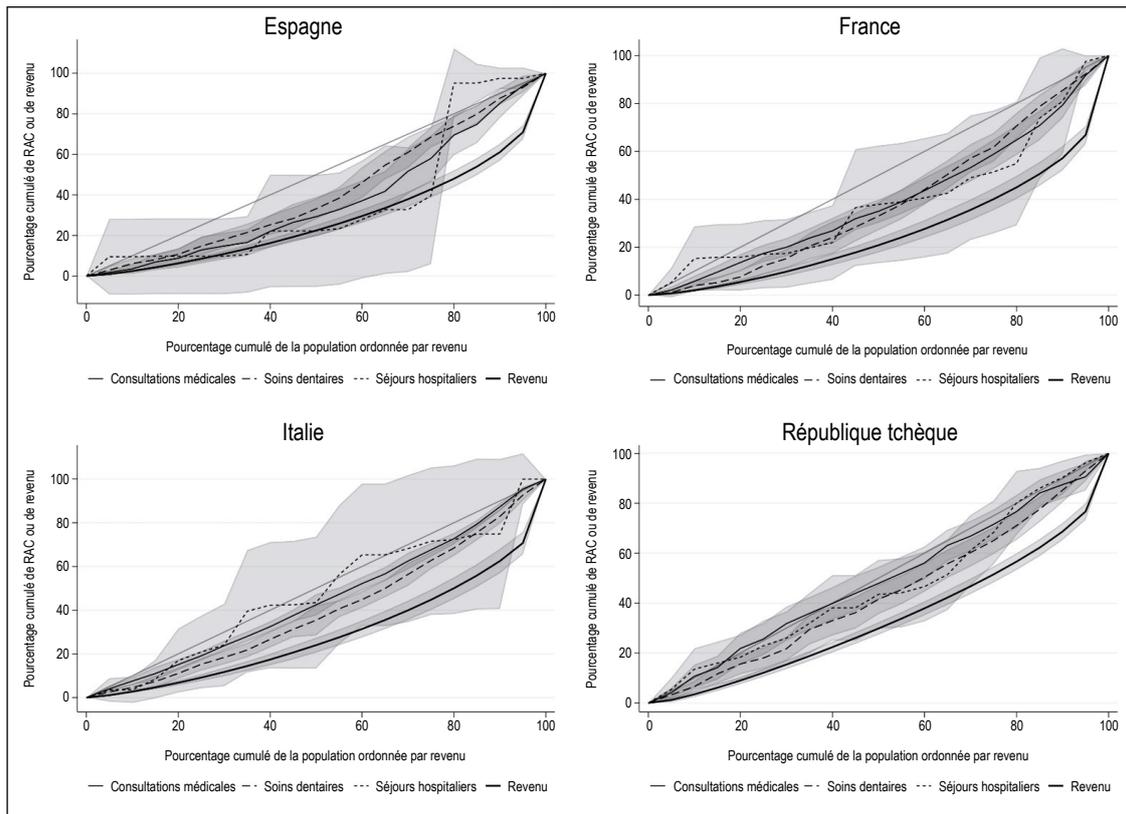
Figure A-IV – Courbes de concentration des restes à charge et courbe de Lorenz dans la population ordonnée par revenu – Allemagne, Autriche, Belgique et Danemark



Note : pour chaque poste de soins, la courbe de concentration représente la part cumulée de reste à charge pour chaque percentile de la population ordonnée du revenu le plus faible au revenu le plus élevé. Les zones grisées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

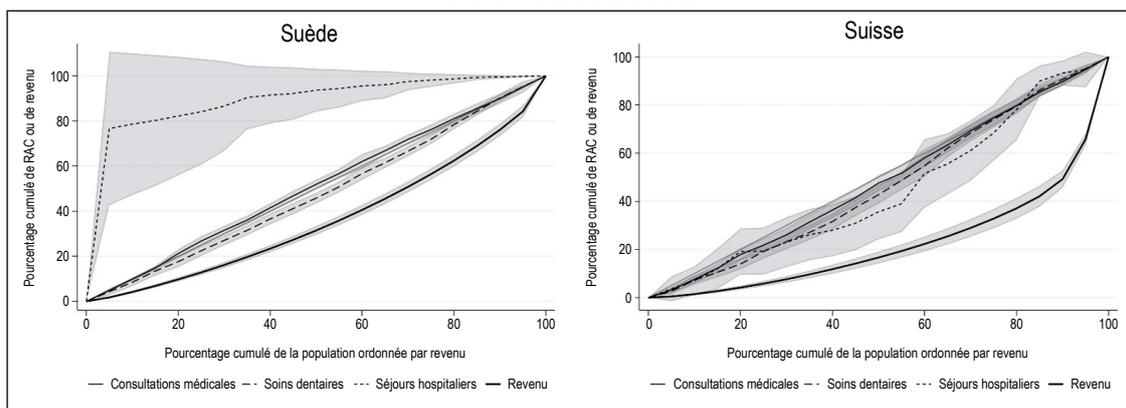
Figure A-V – Courbes de concentration du reste à charge et courbe de Lorenz, population ordonnée par revenu (Espagne, France, Italie et République tchèque)



Note : pour chaque poste de soins, la courbe de concentration représente la part cumulée de reste à charge pour chaque percentile de la population ordonnée du revenu le plus faible au revenu le plus élevé. Les zones grisées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

Figure A-VI – Courbes de concentration du reste à charge et courbe de Lorenz, population ordonnée par revenu – Suède et Suisse



Note : pour chaque poste de soins, la courbe de concentration représente la part cumulée de reste à charge pour chaque percentile de la population ordonnée du revenu le plus faible au revenu le plus élevé. Les zones grisées représentent les intervalles de confiance à 95 %.

Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

Figure A-VII – Courbes de concentration du reste à charge dans la population ordonnée par état de santé, à revenu donné – Allemagne, Autriche, Belgique et Danemark

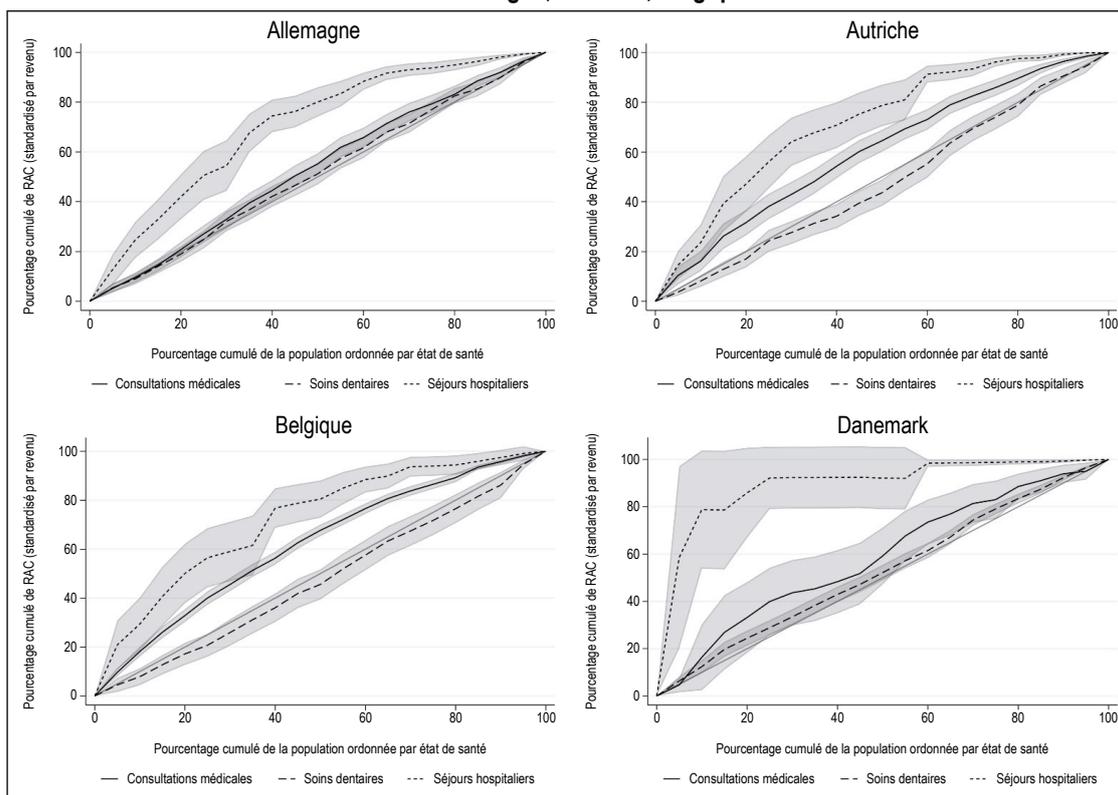
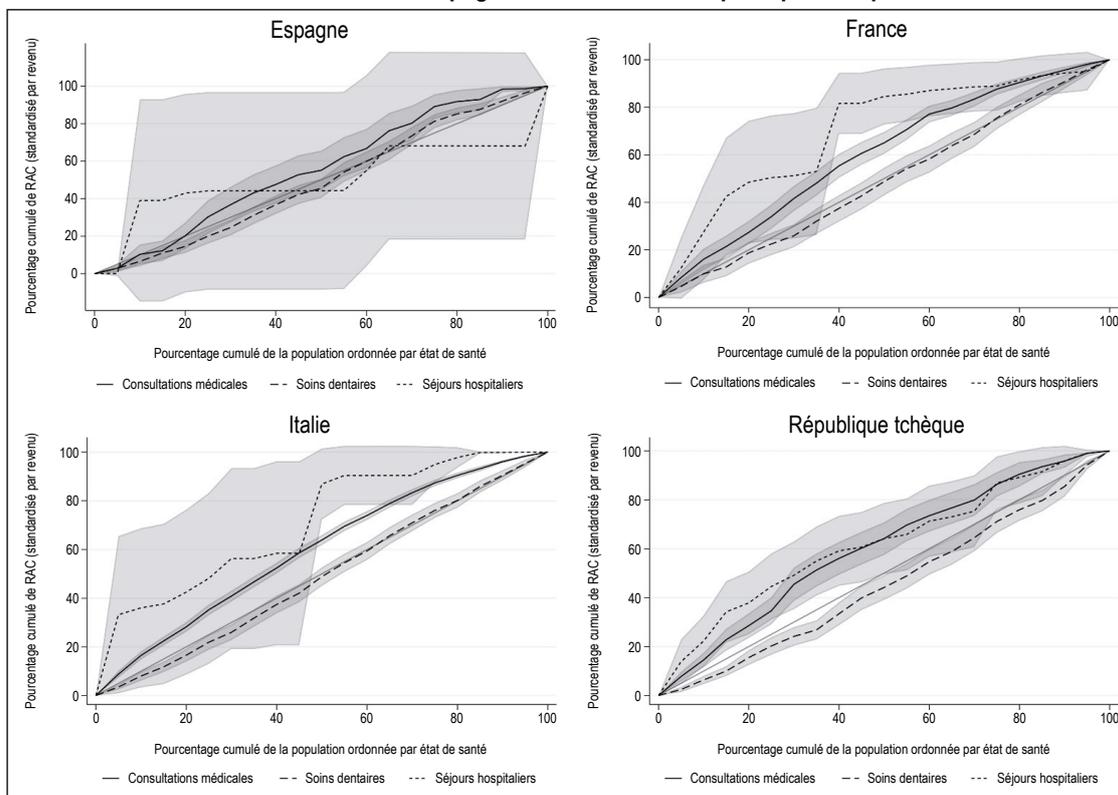
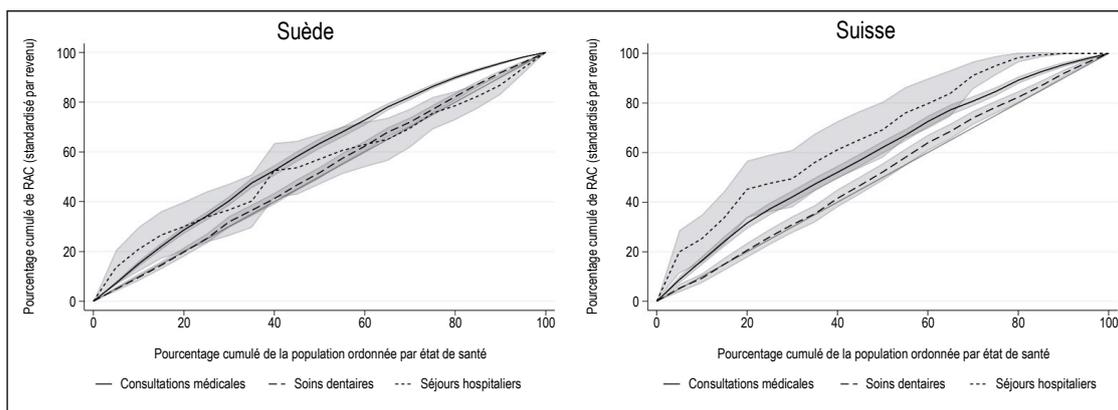


Figure A-VIII – Courbes de concentration du reste à charge dans la population ordonnée par état de santé, à revenu donné – Espagne, France, Italie et République tchèque



Note : pour chaque poste de soins, la courbe de concentration représente la part cumulée de reste à charge pour chaque percentile de la population ordonnée de l'état de santé le plus faible au plus élevé. Les zones grisées représentent les intervalles de confiance à 95 %.
 Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

Figure A-IX – Courbes de concentration du reste à charge dans la population ordonnée par état de santé, à revenu donné – Suède et Suisse



Note : pour chaque poste de soins, la courbe de concentration représente la part cumulée de reste à charge pour chaque percentile de la population ordonnée de l'état de santé le plus faible au plus élevé. Les zones grisées représentent les intervalles de confiance à 95 %.
Source et champ : *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*, 2013-2017, individus âgés d'au moins 50 ans.

L'impact d'un programme social sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés en France

The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France

Estelle Augé* et Nicolas Sirven**

Résumé – L'objectif du Programme d'actions pour une retraite indépendante (PARI), lancé en 2015 par le Régime social des indépendants, est de proposer une triple démarche, globale, proactive et ciblée, visant à favoriser le recours à différentes aides sociales des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans dans une logique de prévention de la perte d'autonomie. L'hypothèse centrale est que l'élasticité de la demande de biens et services médicaux est sensible aux aides sociales. L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact causal du programme PARI sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés par une méthode de doubles différences. L'identification de l'effet repose sur une mise en œuvre du programme PARI dans les régions volontaires. Les résultats indiquent que le programme permet de réduire les comportements de soins ponctuels au profit d'une relation plus régulière avec le système de soins.

Abstract – *The aim of the Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante (PARI), launched in 2015 by the Régime Social des Indépendants (Social security scheme for self-employed workers – RSI), is to propose a threefold, global, proactive and targeted approach to promote the use of various social assistance by craftsmen and merchants aged 60 to 79 with a view to preventing loss of autonomy. The central assumption is that the elasticity of demand for medical goods and services is sensitive to social assistance. The aim of this work is to assess the causal impact of the PARI programme on the healthcare consumption of elderly self-employed workers using a difference-in-differences method. The identification of the effect is based on the implementation of the PARI programme in volunteers' regions. The results indicate that the programme reduces one-off healthcare behaviours in favour of a more regular relationship with the healthcare system.*

JEL: I12, I18, I14

Mots-clés : demande de soins, aides sociales, doubles différences

Keywords: demand for healthcare, social assistance, difference-in-differences

* Irdes (Institut de recherche et documentation en économie de la santé) ; ** Univ Rennes, EHESP, CNRS, Inserm, Arènes - UMR 6051, RSMS - U1309 ; Irdes. Correspondance : auge@irdes.fr

Ce travail a été financé par le Régime social des indépendants (RSI). Les auteurs remercient les membres du RSI qui ont contribué à la mise en œuvre et à l'accompagnement de ce projet, en particulier, Antoinette Salama, Frédéric Bergounioux et Jean-Xavier Pietri. Les auteurs souhaitent également remercier les participants des 43^e Journées des économistes de la santé français (JESF, Dec. 1-3, 2021), du Colloque international sur la retraite et le vieillissement, Caisse des dépôts – Université de Paris 1 – l'Institut des politiques publiques (Oct. 7-8, 2021), de l'iHEA 2021 World Congress on Health Economics (Jul. 12-15, 2021), du 69^e Congress of the French Economic Association (AFSE) (Jun. 8-10, 2021), des 37^e Journées de Microéconomie Appliquée (Jun. 3-4, 2021), de la 5^e journée doctorale du LIRAES (Mar. 25, 2021), de la 2021 ADRES Doctoral Conference (Jan. 28-29, 2021), de la 5^e conférence d'évaluation des politiques publiques, AFSE – Direction générale du Trésor (Dec. 12, 2021) et des Mardis de l'Irdes (Jun. 18, 2019).

Reçu en mars 2023, accepté en février 2024.

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. (2024). The Impact of a Social Programme on the Healthcare Consumption of Elderly Self-Employed Workers in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 79–98. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2112

La loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement (ASV) du 1^{er} janvier 2016, ambitieuse de répondre aux défis du changement démographique en France par la mobilisation de l'ensemble des politiques publiques : transports, aménagements urbains, logement, et bien entendu, protection sociale. Les actions engagées dans ce cadre reposent sur deux principaux piliers : la compensation de la perte d'autonomie, ayant notamment donné lieu à une réforme de l'allocation personnalisée d'autonomie (APA) à domicile (Bozio *et al.*, 2016) et la modification de la tarification dans les Ehpad¹ (Xing-Bongioanni, 2021) ; et la prévention en amont du processus de perte d'autonomie, ayant contribué au développement de nombreux programmes à destination des personnes fragiles menés par les divers régimes de protection sociale. À titre d'exemple, le programme PARI (Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante), initié par le Régime Social des Indépendants² (RSI) en 2015 auprès des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans, fait figure de modèle³. Quels sont les besoins spécifiques de cette sous-population et comment ce programme ambitieux d'y répondre ?

Les travailleurs indépendants se caractérisent en général par un meilleur état de santé (Sewdas *et al.*, 2018 ; Algava *et al.*, 2013 ; Stephan & Roesler, 2010). Le modèle de demande en santé (Grossman, 1972) prédit dans ce cas que les efforts de prévention sont plus importants parce que le temps (en bonne santé) requis pour les activités de prévention est plus élevé. Mais comme le travail indépendant requiert davantage d'heures de travail que le travail salarié (Hyytinen & Ruuskanen, 2007), le temps de travail se substitue à celui dédié à la prévention. Or, le travail indépendant est plus stressant (Lewin-Epstein & Yuchtman-Yaar, 1991), cause de la fatigue émotionnelle (Jamal, 2007) et induit des problèmes de santé spécifiques (Park *et al.*, 2019). Exercer une activité indépendante induit une dépréciation plus forte du capital santé, surtout chez les artisans et commerçants (Crasset, 2022).

Dans le cadre classique du modèle de Karasek (1979), le travail indépendant est un « emploi actif » (Nikolova, 2019 ; Hessels *et al.*, 2017 ; Stephan & Roesler, 2010) qui oppose à une forte « demande » en matière de conditions de travail, un fort contrôle compte tenu de l'autonomie, de la flexibilité et de l'utilisation de diverses compétences (Hundley, 2001) qui lui sont inhérents. Le modèle de Karasek (1979) de stress au travail analyse la relation

entre la demande (pression psychologique) et le contrôle (autonomie pour mener à bien les tâches et la possibilité de développer de nouvelles compétences). L'inadéquation dans l'équilibre entre la demande et le contrôle mène à quatre situations spécifiques : une faible demande et un faible contrôle (emploi passif), une forte demande et un fort contrôle (emploi actif), une faible demande et un fort contrôle (emploi peu stressant), et un faible contrôle et une forte demande (emploi très stressant). Une situation de stress au travail expose les individus à des risques de problèmes de santé (Askenazy *et al.*, 2011 ; Kuper & Marmot, 2003), tandis qu'une situation d'« emploi actif » a des effets positifs sur la santé (Tsutsumi *et al.*, 2006 ; Amick *et al.*, 2002 ; Rosvall *et al.*, 2002). La dépréciation plus rapide du capital santé invalide l'hypothèse d'un « emploi actif » favorable à la santé au profit d'une hypothèse alternative. Herber *et al.* (2020) et Rietveld *et al.* (2015) montrent ainsi que l'origine de ce meilleur état de santé des travailleurs indépendants provient d'un effet de sélection, c'est-à-dire d'un meilleur état de santé initial lors de l'entrée dans ce mode d'emploi.

Contrairement aux prédictions du modèle de demande en santé, on n'observe pas une hausse de la demande de soins instantanée : les études montrent qu'à besoin de soins identiques, les travailleurs indépendants consomment moins de soins par rapport aux autres catégories socioprofessionnelles (Gruber & Kiesel, 2010 ; Riphahn *et al.*, 2003), surtout durant leur vie active (Pfeifer, 2013) avec un effet de rattrapage au moment du passage à la retraite (Augé & Sirven, 2021 ; Lucifora & Vigani, 2018 ; Bíró, 2016 ; Boaz & Muller, 1989). L'hypothèse est que la charge de travail supérieure des indépendants pèse également sur le temps dédié aux soins (pour une adaptation du modèle de Grossman dans ce

1. Les Ehpad (Établissements d'hébergement pour personnes âgées dépendantes) sont des maisons de retraite médicalisées qui proposent un accueil en chambre. Les Ehpad s'adressent à des personnes généralement âgées qui ont besoin d'aide et de soins au quotidien.

2. La protection sociale française est divisée en plusieurs régimes obligatoires selon la situation professionnelle de l'assuré. Le Régime Social des Indépendants (RSI) concernait les artisans, les commerçants, certaines professions libérales et les chefs d'entreprise. Le RSI a été créé en 2005. Il regroupait l'assurance maladie, les pensions retraites, l'invalidité et le décès. Le 28 septembre 2017, le gouvernement a annoncé la fin du RSI. Au 1^{er} janvier 2020, il a été absorbé par le Régime général. La fin du RSI a signé la fin du programme PARI. Néanmoins, l'Assurance maladie développe des démarches d'aller-vers, comme les missions accompagnement santé, pour ses bénéficiaires, y compris les travailleurs indépendants à présent, ce qui ouvre la possibilité de nouvelles évaluations pour corroborer les connaissances acquises de l'expérience PARI dans la construction de nouvelles politiques publiques.

3. Le Prix de l'Innovation et du Développement Durable, rebaptisé depuis Grand prix de l'innovation, est décerné tous les ans par l'Union des caisses nationales de la sécurité sociale (Ucanss). En 2017, le programme PARI a été lauréat du concours dans la catégorie « Innovation en matière d'optimisation de la performance publique », ex-aequo avec la Caisse Nationale d'assurance Maladie pour la création des observatoires territoriaux de la fragilité.

cadre, voir Galama & Kapteyn, 2011)⁴. L'effet de rattrapage qui semble caractériser les indépendants âgés est problématique à deux niveaux. D'une part, la consommation de soins massive et soudaine à la retraite n'a peut-être pas le même rendement sur la santé qu'un recours régulier aux services de santé. D'autre part, la logique de rattrapage installe les travailleurs indépendants dans un comportement de recherche de soins aigus et ponctuels, assez éloignée de la logique de détection précoce et de prévention.

L'enjeu de santé publique interroge ici les économistes quant aux incitations à mettre en œuvre et qui pourraient modifier les comportements en santé des travailleurs indépendants au moment du passage à la retraite, notamment dans leur recours plus régulier aux services de santé. Le programme PARI propose une démarche ambitieuse reposant sur un accès facilité à une offre globale d'aides sociales légales (relevant de la solidarité nationale) et extra-légales (c'est-à-dire propres au RSI) en faveur des personnes âgées vulnérables bénéficiaires du RSI. L'hypothèse centrale est que l'élasticité de la demande de biens et services médicaux est sensible aux aides sociales. D'une part, l'amélioration de la couverture complémentaire – via l'aide pour une complémentaire santé (ACS) et la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) (désormais regroupées au sein de la Complémentaire santé solidaire ou CSS, depuis 2019) – génère un effet prix tel que la demande de santé augmente (Jusot *et al.*, 2019 ; Jess, 2015) dans un système de santé où l'absence de couverture santé expose à de forts risques financiers (Geoffard, 2016). Cet effet pourrait être d'autant plus important au moment du passage à la retraite où les contrats d'assurance santé sont souvent renégociés. D'autre part, des subventions sociales telles que le revenu de solidarité active (RSA), les secours pécuniaires, les allocations logement, etc. génèrent un effet revenu favorisant la demande des biens supérieurs, comme la santé. En plus de l'effet quantité, l'effet revenu peut également améliorer la pertinence des soins et modifier la structure de la consommation de soins au bénéfice d'un meilleur parcours de soins. Par exemple, Rapp *et al.* (2015) montrent que des aides sociales, comme l'APA, diminuent le recours aux urgences en France et Costa-Font *et al.* (2018) font le même constat dans le contexte espagnol.

Afin d'améliorer l'efficacité du programme PARI, le RSI a envisagé une triple démarche, globale, proactive et de ciblage des personnes à risque. Le ciblage consiste à limiter l'effet d'auto-sélection qui s'observe au travers d'une surreprésentation

des individus en bonne santé dans les programmes de prévention (Buchmueller, 2009) et de ne proposer l'intervention qu'à un échantillon de personnes ayant des risques connus et définis au préalable. Il est ainsi possible pour le RSI d'entrer en contact directement avec les personnes cibles, sans attendre que celles-ci se présentent d'elles-mêmes au guichet du RSI. Il s'agit d'une approche proactive dite d'« aller-vers », dont l'objectif est de maximiser le recours aux aides sociales des personnes en ayant potentiellement le plus besoin, en réduisant le coût lié à la complexité des démarches administratives de recherche et de demande des différentes prestations sociales disponibles. Même si les artisans et les commerçants sont protégés par le RSI, leur recours aux différentes prestations sociales peut être limité pour diverses raisons : (i) un manque d'information, notamment quant à l'éligibilité ; (ii) des bénéfices de l'aide inférieurs aux coûts que doit supporter la personne (stigmatisation, coût de transaction – dont le coût d'opportunité principalement présent chez les travailleurs indépendants (Janssen, 1992 ; Boaz & Muller, 1989)) ; et (iii) des préférences (spécifiques chez les travailleurs indépendants, voir Ekelund *et al.*, 2005) et des barrières psychologiques telles que procrastination et aversion psychologique aux démarches administratives. Enfin, le programme PARI propose une approche globale (Lautman, 2013) fondée sur une offre individualisée de l'ensemble des prestations existantes (aides légales et extra-légales) rendue possible par la coordination d'une multitude d'acteurs issus des domaines sanitaires et sociaux au sein du RSI et sur le territoire. Ce mode de coordination rendu possible par la collaboration des différents régimes de protection sociale constitue un enjeu majeur pour l'efficacité des systèmes de santé dans les pays développés comme la France (Fraser *et al.*, 2018 ; Nolte & Pichforth, 2014). La littérature montre deux manières principales par lesquelles le programme PARI du RSI peut agir face au non-recours aux droits sociaux : la diffusion d'informations et l'assistance. D'une part, fournir des informations peut changer la manière dont les gens évaluent les avantages et les inconvénients de l'aide disponible (Chareyron

4. Galama & Kapteyn (2011) proposent une adaptation du modèle de Grossman qui permet de comprendre les comportements de santé en deux périodes des travailleurs indépendants. Les travailleurs indépendants consomment moins de soins durant les premières années de leur vie active en raison de leur meilleur état de santé initial qui refléterait l'ajustement non instantané du capital santé à sa valeur optimale. Lorsqu'un seuil minimum de santé est atteint, leurs consommations de soins augmentent avec l'âge en raison d'un taux de dépréciation du capital santé et du coût d'opportunité du temps de travail qui augmentent. En France, les travaux d'Augé & Sirven (2021) ont montré qu'en fin de carrière les travailleurs indépendants augmentent leur consommation de soins et rattrapent celle des salariés, notamment au moment de la retraite.

et al., 2018) en utilisant, par exemple, un courrier (ici, l'autoquestionnaire PARI). D'autre part, l'assistance personnalisée prévue par le programme pourrait influencer les choix des individus en rendant le programme plus attractif.

L'objectif de ce travail est d'évaluer l'impact causal du programme PARI sur la consommation de soins des travailleurs indépendants âgés. L'identification de l'effet repose sur une mise en œuvre du programme PARI en 2015 dans quelques territoires pilotes régis par des Caisses locales du RSI volontaires (dites expérimentatrices), avant sa généralisation à l'ensemble du territoire en janvier 2017. Nous avons utilisé les données administratives du RSI de 2014 à 2016 pour éviter l'effet lié à la généralisation. Nous nous appuyons sur une approche en doubles différences pour estimer l'effet du programme PARI, à partir de modèles de panel à effets fixes. L'estimation du risque individuel pour le ciblage ayant été réalisée sur l'ensemble de la population, le groupe de contrôle est constitué des individus à risque dans les dix-huit caisses régionales non-expérimentatrices, et le groupe traité est constitué des individus ayant le même niveau de risque dans les dix caisses régionales expérimentatrices.

Le programme PARI permet de réduire les comportements de soins ponctuels au profit d'une relation plus régulière avec le système de soins. PARI s'inscrit dans une logique de favoriser le maintien à domicile des personnes âgées vulnérables dans la mesure où la structure des soins consommés des traités est modifiée au profit d'une hausse des consommations de pharmacie et de matériel médical – potentiellement liée à la prévention ou à la compensation de la perte d'autonomie. PARI semble être un exemple prometteur de programme de prévention de la perte d'autonomie comme envisagé par la loi ASV de 2016.

Notre recherche contribue à la littérature existante de plusieurs manières : (i) elle complète la littérature en pleine expansion sur la santé et la consommation de soins des travailleurs indépendants en Europe ; (ii) elle coïncide avec la littérature croissante qui montre que les aides sociales améliorent le parcours de soins ; (iii) elle suggère qu'un programme de prévention fondé sur une triple approche globale, d'aller-vers et de ciblage améliore ses chances de succès auprès de populations réticentes à la prévention. La section 1 de la présente étude propose une présentation détaillée du programme PARI, dans la phase de ciblage et de traitement. La section 2 aborde des aspects méthodologiques

liés aux modèles économétriques et aux données utilisées. Les résultats sont présentés dans la section 3 avant de conclure.

1. Le programme PARI

1.1. Ciblage de la population de référence

Le régime social des travailleurs indépendants (RSI) a mis en place le programme PARI (Programme d'Actions pour une Retraite Indépendante) en 2015 pour favoriser la prévention de la perte d'autonomie. Son caractère innovant tient à ce qu'il ne s'inscrit pas dans les principes classiques de prévention liés à une pathologie. La population de référence est définie à partir d'une double sélection. D'une part, il s'agit des individus de 60 à 79 ans – retraités, actifs, ou retraités actifs – bénéficiaires santé du régime (uniquement les assurés, pas les ayants droit) ayant un nombre de trimestres cotisés majoritaires au RSI. Dans la mesure où les retraités des professions libérales sont gérés par une autre structure, la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse des Professions Libérales (CNAVPL), le périmètre du programme PARI est restreint aux professions d'artisans et commerçants. D'autre part, un ciblage a été réalisé parmi ces individus afin de déterminer ceux ayant un risque de perte d'autonomie élevé, mais non avéré. Le score de risque a été élaboré à dire d'experts par une équipe pluridisciplinaire, à partir des données issues des bases médico-administratives du régime⁵.

Les variables utilisées pour la détermination d'un score individuel de risque sont regroupées en trois grands domaines :

- « Individuelles » : l'âge, l'activité (actif, retraité actif, retraité), le handicap (incapacité au métier et invalidité) ;

- « Médicales » : (1) les consommations médicales (les hospitalisations de plus de 8 jours, au moins un acte infirmier ou de kinésithérapie, au moins deux consultations de médecin généraliste, le nombre de prestations dentaires et ophtalmologiques, la consommation de psychotropes et l'écart de consommation entre deux semestres) (2) les situations d'affections de longue durée (ALD) (3) les indemnités journalières (IJ). Ces critères sont pris en compte sur une période antérieure de 12 à 36 mois ;

5. Il est à noter que le RSI s'est fondé sur le principe de « guichet social unique », c'est-à-dire qu'il gérait en un seul et même organisme les cotisations et contributions personnelles liées à l'assurance maladie, maternité, invalidité, décès, retraite, etc. Une articulation propice à une prise en charge ciblée et globale.

- « Sociales » : (1) les prestations extra-légales de l'Action sanitaire et sociale (ASS) du RSI – il s'agit des aides aux cotisations et contributions sociales personnelles, des aides financières, et de l'aide pour dépendance –, et (2) les prestations légales, basées sur des critères économiques, auxquelles tout résident français peut prétendre – elles comprennent la couverture maladie universelle (CMU), l'allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA), le RSA et l'exonération de la contribution sociale généralisée (CSG) / la contribution au remboursement sur la dette sociale (CRDS).

Dans chacun de ces trois groupes de données IMS (Individuelles, Médicales, Sociales), les variables décrites ci-dessus sont des « indicateurs primaires » qui sont combinés selon une méthode de « scoring » : chaque critère donne un certain nombre de points qui sont additionnés. Le choix de ces pondérations a été réalisé par un comité technique sur la base d'une revue de la littérature scientifique sur les déterminants de la fragilité des personnes âgées. Il s'agit donc d'une méthode « à dire d'experts ». En appliquant la règle de décision retenue, on obtient alors des « indicateurs composites intermédiaires » dans chacun des domaines I, M et S, qui classent les individus dans 4 catégories de risque : (1) faible (2) moyen (3) fort et (4) avéré. À ce stade, trois domaines (I, M et S) sont associés à chaque individu.

Afin de synthétiser l'information des trois « indicateurs composites » et d'obtenir un critère unique – le score PARI – la règle de décision suivante est appliquée : PARI 1 – chacun des 3 indicateurs composites (IMS) est inférieur à 3 ; PARI 2 – un seul des 3 indicateurs composites (IMS) est inférieur à 3 ; PARI 3 – au moins 2 indicateurs composites (IMS) sont égaux à 3 ; PARI 4 – au moins 1 indicateur composite (IMS) est égal à 4. Cette règle de décision permet d'obtenir un score individuel PARI prenant les valeurs 1, 2, 3, ou 4 fonction croissante du degré de risque de perte d'autonomie. S'ajoute à cette règle de décision, une règle dérogatoire dite de « forçage » qui permet, à partir de certains critères spécifiques, de classer en PARI 3 des individus qui seraient initialement classés ailleurs, par exemple à cause de certaines pathologies (AVC, mucoviscidose, maladie respiratoire chronique grave, etc.), handicaps ou limitations fonctionnelles (GIR), ou parce qu'ils bénéficient d'aides sociales (RSA, ASPA, APA) tout en étant inconnus de l'ASS. Au final, les individus ayant un score PARI 3 représentent la population cible de l'action⁶. La figure I illustre la procédure de ciblage. Une présentation détaillée de la méthode

de ciblage en classes PARI a été proposée et une première évaluation de l'efficacité du ciblage a été démontrée par ailleurs (Sirven, 2017).

1.2. Déroulement de l'intervention

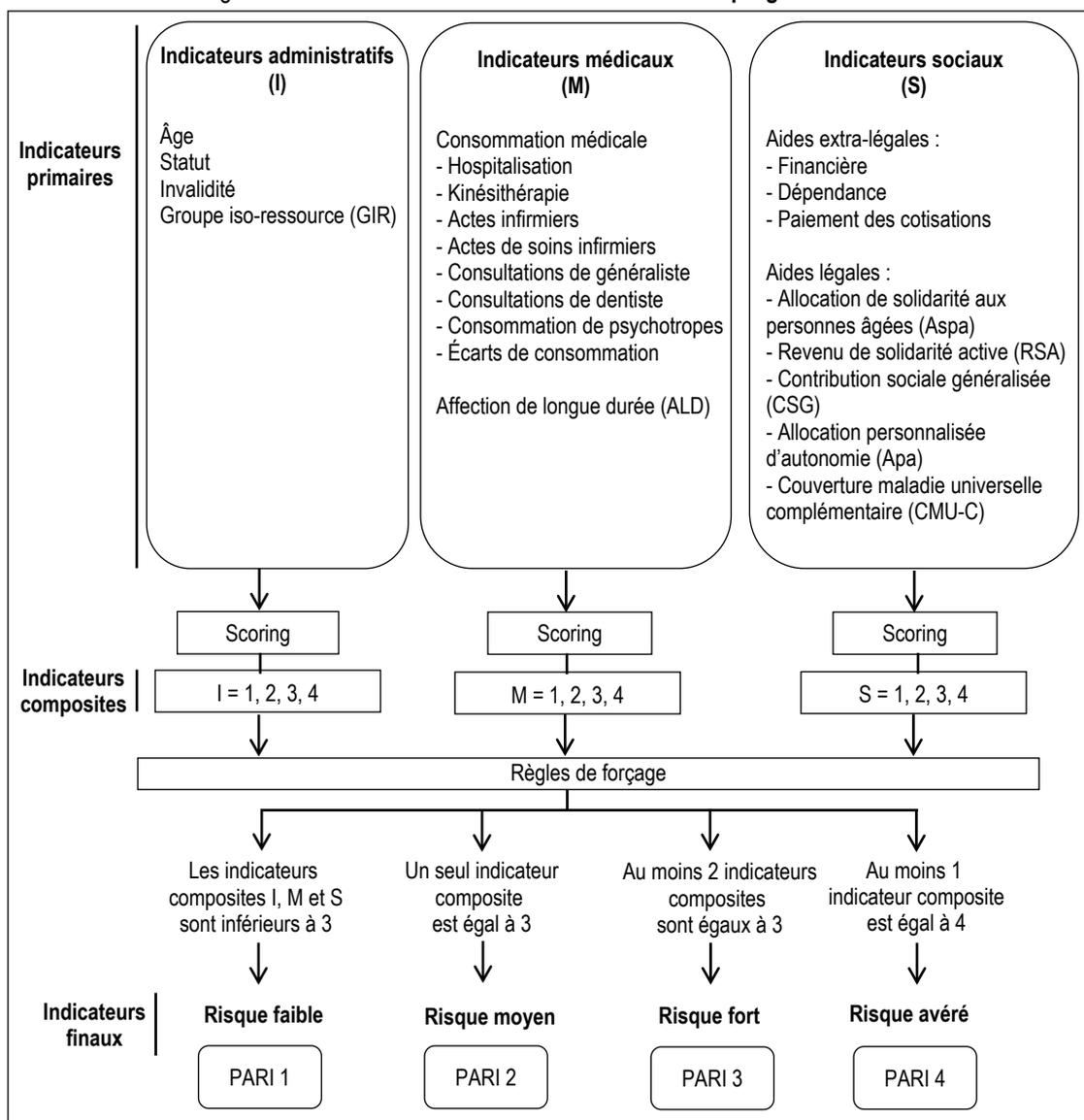
La démarche globale du programme PARI consiste à : (i) dépister, au sein de la population bénéficiaire santé du régime, les personnes âgées qui présentent un ou plusieurs critères de fragilité concourant à un risque de perte d'autonomie réversible, il s'agit d'identifier les PARI 3 ; (ii) évaluer leurs besoins relevant du domaine sanitaire et/ou médico-social ; (iii) mettre en œuvre, en fonction du risque avéré de perte d'autonomie, un suivi et un accompagnement adapté, partagé entre le RSI et le médecin traitant et/ou d'autres acteurs des soins et de l'aide ; et (iv) enfin, proposer à cette population individualisée, en partenariat avec leur médecin traitant, des solutions personnalisées portées soit par le RSI soit par d'autres prestataires exerçant sur le territoire géographique autour de leur domicile et répondant à leurs propres besoins.

Une fois la population des PARI 3 identifiée au niveau national, l'intervention se déroule en deux étapes sur la base d'une sélection relative à la prise en charge de la perte d'autonomie. Les individus en PARI 3 sont écartés du traitement s'ils sont décédés ou s'ils bénéficient déjà (i) d'une offre de services proposée par le régime dans le cadre de dispositifs de prévention de perte d'autonomie (Bilan Santé Retraite, PDA) ou (ii) d'une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD) réalisée par un prestataire à la demande du RSI récente (datant de moins de 24 mois).

Dans un premier temps, un autoquestionnaire individuel est adressé par courrier postal avec une enveloppe T aux personnes à risque de perte d'autonomie identifiées PARI 3, uniquement dans les dix caisses expérimentatrices qui se sont portées volontaires. Il informe les individus des objectifs du programme et recueille leur consentement à y participer. Le retour des autoquestionnaires se fait dans les caisses respectives des assurés,

6. À priori, les populations qui bénéficient de l'APA sont par définition en GIR <5 et leur score PARI s'établit à 4. Toutefois, certaines personnes incluses dans l'échantillon de départ ont pu bénéficier de l'APA sans que l'information soit remontée au RSI avant la constitution des scores PARI. Un questionnaire autoadministré a permis de faire remonter cette information par la suite. Cet autoquestionnaire est proposé aux individus ayant un score PARI 3 ; les réponses fournies viennent compléter les données déjà compilées pour l'individu et permettent ainsi de mieux identifier les besoins personnels afin de proposer un parcours de soins individualisé. Aucune action n'est en revanche entreprise pour les non-répondants au questionnaire, sauf dans quelques rares cas. En outre, les disparités départementales dans l'accès à l'APA pourraient faire rentrer en PARI 4 des personnes n'ayant pas un GIR inférieur à 5 dans les départements où les financements dédiés à l'APA sont plus importants.

Figure I – La construction des scores individuels du programme PARI



Source : Sirven (2017) et RSI.

et généralement au service prévention. La saisie se fait au niveau local, au fil de l'eau, dans un outil appelé ARIAN. Le questionnaire permet de disposer d'informations plus fines sur les caractéristiques économiques, sociales et de santé des individus. Ces données viennent compléter les données administratives I-M-S issues des bases du régime. La réponse à l'autoquestionnaire est facultative de sorte que les répondants feront l'objet d'une analyse de leur situation individuelle sur la base des réponses fournies. Le cas échéant, des compléments d'information pourront être obtenus dans le cadre d'une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD). Les non-répondants seront relancés, mais s'ils ne retournent pas le questionnaire dans les délais impartis ou ne se font pas connaître des services du régime, alors aucune

proposition d'aide spécifique envisagée dans le cadre du programme PARI ne leur sera proposée. Ils pourront toutefois continuer à bénéficier sur leur demande des aides légales et extra-légales, comme tous les assurés du régime.

Dans un second temps, seuls les individus PARI 3 qui auront retourné l'autoquestionnaire feront l'objet d'une proposition de parcours de soins adaptés aux besoins qu'ils ont exprimés. L'outil ARIAN va au préalable prédéterminer un parcours. Ce parcours va ensuite être infirmé ou confirmé par une cellule pluridisciplinaire. La cellule pluridisciplinaire est composée de trois experts qui vont analyser les questionnaires en fonction de leur spécialité : un expert de l'action sanitaire et sociale (ASS) qui fait des propositions en fonction des moyens financiers et des aides

qui ont déjà pu être demandées ; le service de la CMU qui identifie si les individus ne bénéficiant pas de la CMU pourraient y prétendre (un champ de l'action sociale qui est généralement géré par l'ASS) ; le service santé, ce qui sous-entend le médecin-conseil, qui a accès au questionnaire ainsi qu'au dossier médical de la personne pour se prononcer sur les besoins du point de vue médical à savoir un bilan chez le médecin généraliste et ou chez le dentiste. Le cas échéant, si la demande d'un assuré n'est pas clairement exprimée, une évaluation globale des besoins à domicile (EGBD) peut-être réalisée par un prestataire extérieur afin d'effectuer une analyse très fine de la personne et de son environnement. En outre, des ateliers collectifs du bien vieillir peuvent également être proposés. La figure II détaille l'intervention. Ainsi, l'offre se divise en cinq parcours : un parcours ASS, un parcours CMU, un parcours prévention (bilan santé et bilan dentaire), un parcours EGBD et un parcours atelier. A priori, le montant des honoraires du bilan santé et du bilan dentaire est réglé directement par la caisse du RSI. Chaque bilan est renvoyé, une fois complété, au médecin conseil chargé de la prévention de la caisse du RSI au moyen d'une enveloppe T. Les parcours proposés ne devraient donc pas augmenter directement les dépenses de santé.

1.3. Modalités de l'intervention

L'offre de services proposée par le RSI comporte deux champs principaux : sanitaire et social. Elle est adaptée individuellement aux besoins définis par la cellule pluridisciplinaire. L'offre sanitaire permet l'accès à des actes de consultation médicale ou dentaire pour les bénéficiaires en ayant besoin. L'offre sociale est, dans la mesure du possible, orientée vers les dispositifs légaux puis vers les dispositifs extra-légaux. Si les personnes concernées bénéficient déjà d'une aide sociale, le traitement va conduire soit au maintien de l'offre existante si celle-ci est jugée adéquate, soit à une nouvelle offre d'accompagnement en cas d'insuffisance de l'offre existante. La prise en charge des prestations non couvertes par le régime de protection des travailleurs indépendants constitue le domaine extra-légal et rentre dans le champ de l'ASS. Les offres sociales légales et extra-légales permettent de répondre aux besoins suivants : poursuite d'activité, accès aux soins, pouvoir d'achat, précarité énergétique, maintien à domicile et maintien du lien social, participation à des ateliers (par exemple pour éviter les chutes, etc.) (figure III). Elles peuvent se matérialiser sous différentes formes à savoir techniques, humaines et financières. Parmi les individus ayant retourné l'autoquestionnaire, 49,7 % ont bénéficié d'un parcours santé, 40,1 % d'un parcours ASS, 22 % d'une EGBD, 12,1 %

Figure II – L'intervention PARI durant la phase expérimentale

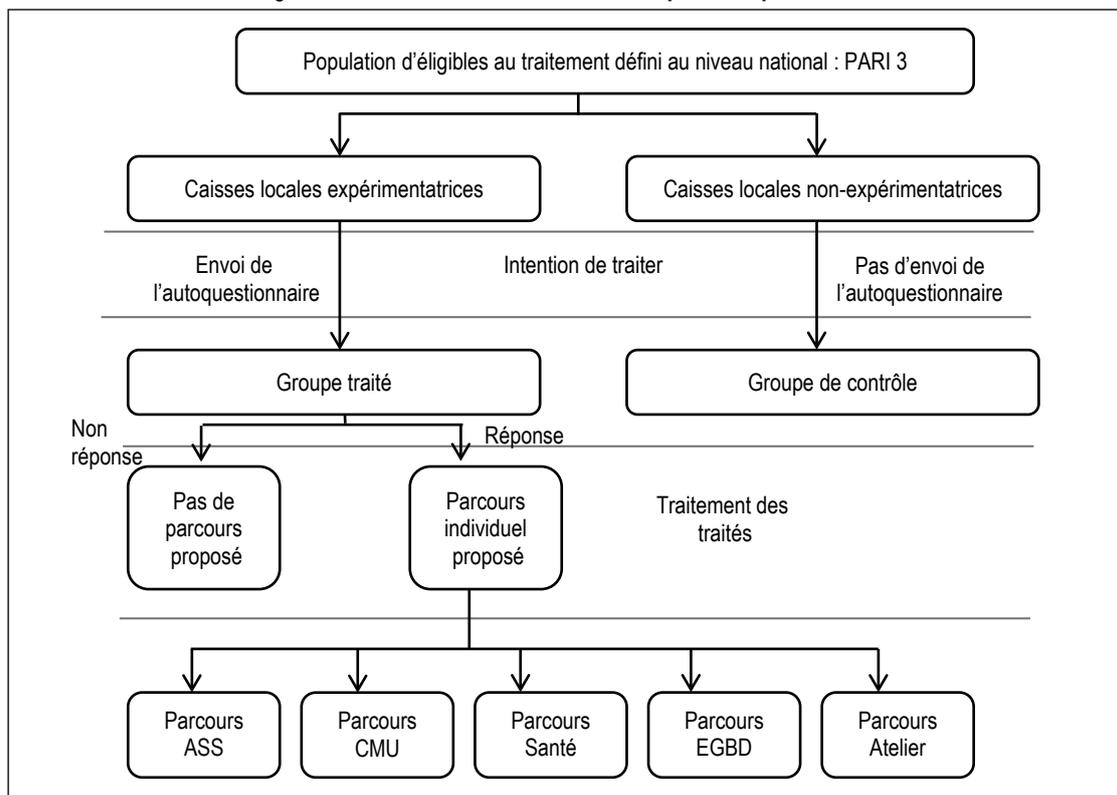
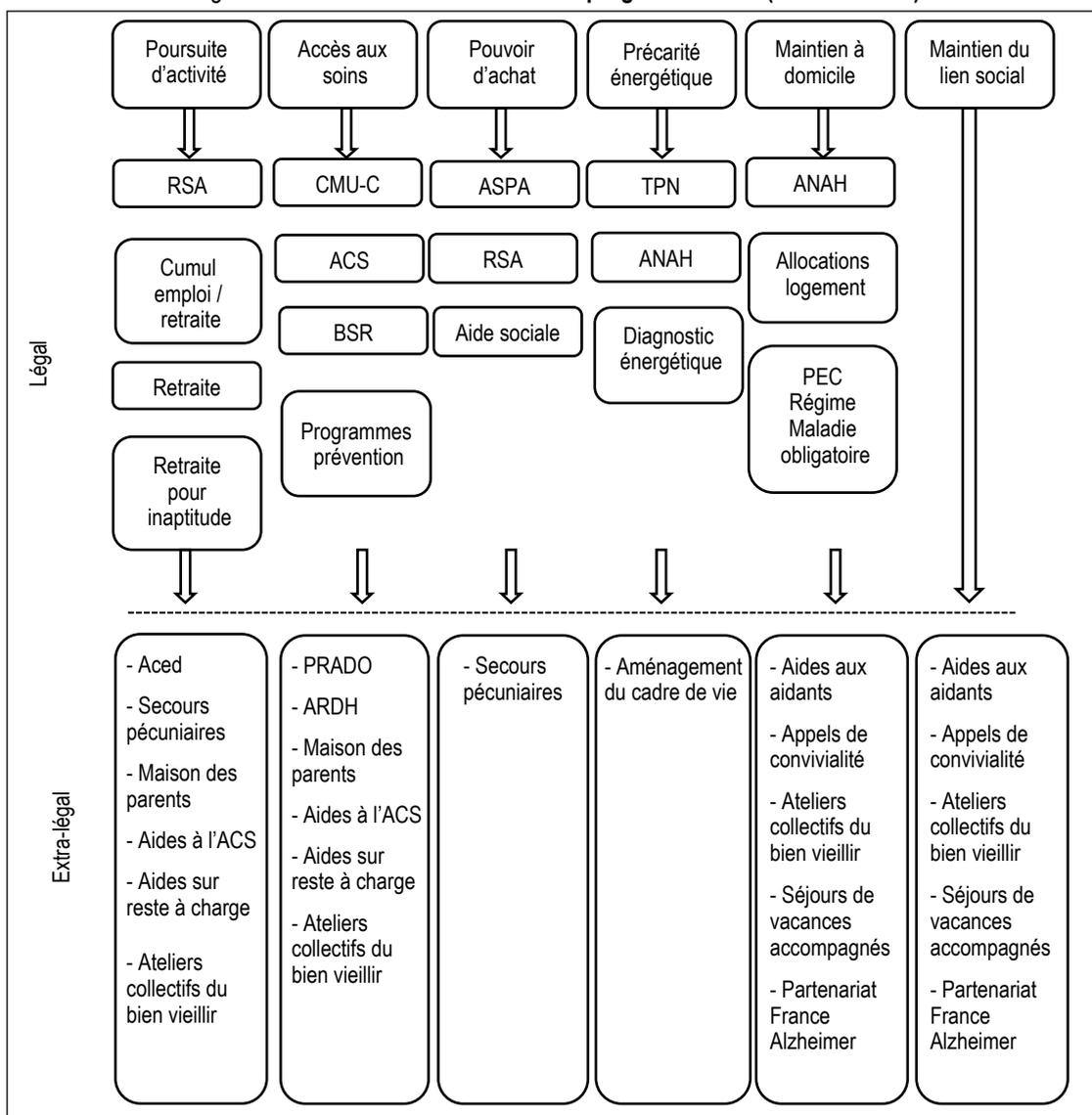


Figure III – Les offres dans le cadre du programme PARI (non exhaustif)



Sources : RSI.

d'un parcours CMU et 5,6 % d'un parcours atelier (plusieurs types de parcours peuvent être proposés à un même individu).

1.4. Phases d'expérimentation et de généralisation du programme

La mise en œuvre de PARI a débuté en 2015 par une phase d'expérimentation du programme dans dix caisses du régime qui se sont portées volontaires pour l'expérimenter. Les dix-huit autres forment le groupe de contrôle pour un total de vingt-huit caisses régionales. En 2014, les individus PARI 3 sont identifiés comme population cible de cette campagne 2015, France entière. Une campagne qui a débuté à partir de juin 2015 par un envoi de l'autoquestionnaire dans les caisses expérimentatrices pour des parcours proposés à partir de la fin de l'année 2015 et du

début de l'année 2016. Un suivi individuel est réalisé jusqu'au moment où la personne a opté pour un parcours. Néanmoins, un suivi s'opère à court terme lorsque la personne bénéficie d'un parcours santé puisque le professionnel de santé consulté (dentiste ou médecin généraliste) renvoie une attestation de bilan au service médical et/ou prévention de la caisse régionale de l'assuré. Il en est de même lors d'une EGBD puisque le prestataire extérieur va faire un retour plus précis des besoins de l'individu⁷. Ce programme s'est, ensuite, progressivement généralisé avec la mise en place d'un dispositif d'expérimentation aléatoire à l'ensemble des assurés du régime en 2017. Cependant, le 28 septembre 2017, le gouvernement a annoncé dans son projet

7. Des aides spécifiques de l'ASS impliquent automatiquement une EGBD comme les aides ménagères.

de loi de financement de la sécurité sociale, la suppression du RSI. Au 1^{er} janvier 2020, le RSI a été absorbé par le régime général. L'impact de cette annonce a signé la fin du programme PARI piloté par le RSI. La campagne 2018 a eu lieu. Pour la campagne 2019, seules les caisses qui disposaient de ressources nécessaires en personnel ont participé au programme.

2. Méthodologie de l'évaluation

2.1. Source et échantillon

Nous avons utilisé les données médico-administratives de 2014 à 2016 de gestion du programme PARI du RSI. L'échantillon est composé de 20 328 individus, bénéficiaires santé du RSI, classés en PARI 3 en 2014, et suivi en 2015 (lorsque l'intervention commence) et 2016 (non décédés lors du ciblage). Il s'agit d'un panel cylindré de 60 984 observations. Le classement en PARI 1, 2, 3 ou 4 est réalisé sur 396 048 individus bénéficiaires du RSI (non décédés lors du ciblage) sur la base d'indicateurs primaires enregistrés au cours des 36 derniers mois, sauf pour les variables relevant des aides sociales fournies par le régime au titre de l'ASS qui concernent seulement 27 mois sur la période du 1^{er} janvier 2013 au 31 mars 2015. L'extraction de ces données nécessaires au classement PARI a été réalisée le 31 mars 2015.

Le tableau 1 donne la répartition des individus classés en PARI 3 dans les caisses régionales du RSI. Dix d'entre elles, regroupant 44 % de l'échantillon, se sont portées volontaires pour mettre en place le programme PARI en 2015 (envoi des autoquestionnaires et traitement des répondants). Il s'agit des caisses expérimentatrices. On notera que l'effet moyen est porté par 38,6 % des individus PARI 3 dans les caisses expérimentatrices qui ont retourné l'autoquestionnaire puisque nous évaluons l'effet de la proposition du programme (l'envoi de l'autoquestionnaire) sur l'utilisation de soins ambulatoires.

2.2. Stratégie d'identification de l'effet

Nous estimons l'impact causal du programme PARI sur l'accès et le montant total consommé de soins ambulatoires (en €). Nous avons cherché à savoir si la proposition du programme avait un effet sur l'utilisation de soins ambulatoires, c'est-à-dire l'effet en intention de traiter (ITT). L'affectation au traitement était basée sur la participation volontaire d'une partie des caisses régionales, ce qui a produit deux groupes – un groupe traité et un groupe de contrôle. L'identification de l'effet du traitement a consisté à comparer différents indicateurs de dépenses de

Tableau 1 – Échantillon des individus éligibles (classés en PARI 3)

Caisse régionale	Caisses expérimentatrices PARI				Caisses non-expérimentatrices		
	Nombre d'individus	%	Nombre de participants	%	Caisse régionale	Nombre d'individus	%
1. Alpes	843	9,41	274	32,50	1. Alsace	379	3,33
2. Auvergne	824	9,20	361	43,81	2. Antilles-Guyane	119	1,05
3. Bretagne	1 194	13,33	440	36,85	3. Aquitaine	1 552	13,65
4. Corse	195	2,18	91	46,67	4. Basse-Normandie	534	4,70
5. Languedoc-Roussillon	1 360	15,18	512	37,65	5. Bourgogne	722	6,35
6. Limousin	388	4,33	234	60,31	6. Centre	774	6,81
7. Midi-Pyrénées	1 072	11,97	324	30,22	7. Champagne-Ardenne	291	2,56
8. Nord-Pas-de-Calais	1 215	13,56	516	42,47	8. Côte d'Azur	974	8,57
9. Pays-de-Loire	1 137	12,69	430	37,82	9. Franche-Comté	428	3,76
10. Poitou-Charentes	730	8,15	276	37,81	10. Haute-Normandie	549	4,83
					11. Île-de-France-Centre	664	5,84
					12. Île-de-France-Est	585	5,15
					13. Île-de-France-Ouest	474	4,17
					14. Lorraine	675	5,94
					15. Picardie	526	4,63
					16. Provence-Alpes	961	8,45
					17. Rhône	1 093	9,61
					18. Réunion	70	0,62
Sous-Total	8 958	100	3 458	38,60		11 370	100
Total		44,07					55,93

Note : Nombre de participants = nombre d'individus ayant retourné le questionnaire PARI.
Source : PARI (2014-2016).

soins entre les agences locales expérimentatrices (groupe traité) et les agences locales non-expérimentatrices (groupe de contrôle) avant et après l'introduction du programme en 2015. Cette approche par doubles différences (DD) avec des modèles de panel à effets fixes est régulièrement utilisée en évaluation des politiques publiques pour estimer l'effet du traitement dans le cadre théorique du modèle causal de Neyman-Rubin (Holland, 1986). Formellement :

$$y_{it} = \gamma T_i \times d_t + c_i + d_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où y_{it} représente la consommation de soins ambulatoires (accès et montant) de l'individu i à la date t . d_t représente l'effet fixe temporel et c_i représente l'effet fixe individuel, qui disparaît lors de l'estimation (par différence à la moyenne individuelle sur la période). Le terme T_i représente une variable binaire de traitement (appartenance à l'une des caisses expérimentatrices) et le terme croisé $T_i \times d_t$ permet d'identifier l'effet du traitement PARI dans les caisses expérimentatrices par rapport aux caisses non-expérimentatrices (groupe de contrôle). L'effet moyen en intention de traiter (ITT) est donné par la valeur du paramètre γ_{2016} , sous l'hypothèse fondamentale de tendances parallèles.

L'estimation de l'équation (1) a été réalisée avec des modèles de probabilité linéaire, appliqués à la variable dépendante binaire – la probabilité de dépasser différents seuils de dépenses ambulatoires – pour mesurer les effets sur l'accès et les montants consommés de soins ambulatoires. Il s'agit d'une estimation par moindres carrés ordinaires après avoir centré les variables explicatives par leur moyenne individuelle sur la période (*time-demeaning*). Une variance robuste est estimée au niveau individuel. En toute rigueur, un modèle logit conditionnel aurait été plus efficace, mais l'estimation par un modèle de probabilité linéaire permet d'obtenir directement des effets marginaux et de comparer ainsi plus aisément les estimations entre elles.

Dans notre cas, nous constatons que le traitement a un effet sur l'accès aux soins (voir infra), il n'est donc pas possible d'estimer l'équation (1) sur le champ des seules personnes ayant accès aux soins (marge intensive) : la composition du groupe traité ayant eu accès aux soins ne peut donc plus être considérée comme comparable à celle du groupe de contrôle ayant eu accès aux soins (Angrist, 2001 ; Angrist & Pischke, 2009). Dans ce cas, Angrist & Pischke (2009) conseillent d'estimer l'effet causal sur l'ensemble de l'échantillon en adoptant, pour les variables dépendantes, des indicatrices de montant supérieur

à différents seuils. L'analyse porte ainsi sur la probabilité de dépasser un certain seuil, qui peut être défini par des percentiles de la distribution (comme Gruber *et al.*, 2020), par classes latentes, ou par des valeurs symboliques comme nous allons le faire ici (ex. 10 €, 20 €, 50 €, 100 €, etc.). La comparaison des différentes estimations devrait permettre d'attribuer l'effet causal de PARI, plutôt au patient pour des valeurs faibles du seuil (recours) ou plutôt au médecin pour des valeurs plus élevées (montant). Afin d'identifier aussi un possible effet de modification de la composition du panier de soins à montants donnés (plutôt attribuable au médecin), l'analyse portera sur les montants dépensés par poste de dépenses ambulatoires (médecin généraliste, spécialiste, dentiste, infirmier, kinésithérapeute, autres auxiliaires, biologie, pharmacie, matériel médical, optique, prothèses et transports).

Enfin, nous avons testé l'hypothèse des tendances parallèles graphiquement (*event analysis*) et via un test paramétrique des différences préexistantes dans les tendances des résultats (test placebo), à travers la régression spécifiée dans l'équation (1). Dans cette spécification, un coefficient non significatif sur le terme d'interaction γ_i avant 2016 indique que la trajectoire moyenne de traitement des individus avant la mise en œuvre du programme est identique entre les deux groupes, c'est-à-dire que les pentes sont parallèles pour des estimations non biaisées. La validité de cette hypothèse est tout de même à nuancer dans la mesure où la période pré-traitement est relativement courte

2.3. Tests de robustesse

Nous avons réalisé plusieurs tests pour évaluer la robustesse de notre approche. Premièrement, nous avons pris en compte la corrélation sérielle des erreurs de régression ε_i en suivant les recommandations de Bertrand *et al.* (2004) et de Cameron & Miller (2015) et avons regroupé les écarts-types au niveau des caisses régionales. En outre, en raison du petit nombre de groupes, nous avons suivi Cameron & Miller (2015) en ajustant les degrés de liberté de la statistique t à $G-1$, où G désigne le nombre de groupes (28). Cela donne des valeurs critiques de $t = 1,70$ pour un niveau de confiance de 10 %, $t = 2,05$ pour un niveau de confiance de 5 % et $t = 2,77$ pour un niveau de confiance de 1 %.

Deuxièmement, nous avons davantage exploré l'hypothèse de comparabilité du groupe traité et du groupe de contrôle en employant un modèle de doubles différences avec appariement sur le score de propension en utilisant un algorithme

d'appariement par noyau (*Kernel propensity score matching*). Dans cette approche, le groupe traité et le groupe de contrôle sont équilibrés à travers un ensemble de déterminants (les caractéristiques démographiques [âge et sexe], le statut professionnel [artisan, retraité actif, retraité] ; des variables relatives au dossier médical [groupe iso-ressource, affections de longues durées] ; des variables relatives au processus de gestion du programme PARI [règles de forçage et être inconnu de l'ASS]). Les pondérations ont été construites à l'aide d'une régression logistique qui prédit l'affectation à un groupe ; la pondération des individus par la probabilité inverse du traitement crée un échantillon synthétique dans lequel l'affectation du traitement est indépendante des covariables de base (voir tableau A1 en annexe qui montre les statistiques descriptives entre le groupe traité et le groupe de contrôle). Trouver des effets de traitement significativement différents du modèle principal serait problématique puisque les groupes ne seraient pas comparables étant donné leurs différences de composition.

3. Résultats

3.1. Des sous-échantillons différents

Le tableau 2 montre les différences de caractéristiques des individus entre les caisses expérimentatrices et non-expérimentatrices. Les individus des caisses expérimentatrices sont plus âgés (69,6 ans en moyenne, en comparaison à

69,2 ans pour le groupe de contrôle), sont majoritairement des artisans (52 % en comparaison à 48 % pour le groupe de contrôle), retraités et ont plus souvent un médecin traitant. De plus, les caisses expérimentatrices ont moins utilisé les règles de forçage. Ces différences de caractéristiques observées confirment l'intérêt d'avoir retenu un modèle avec effets fixes individuels, de manière à contrôler des effets individuels (observés ou non) constants sur la période d'observation.

La figure A1 en annexe compare la distribution des dépenses de santé en 2014 entre les caisses expérimentatrices et non-expérimentatrices. L'ajustement visuel montre une forte similarité entre les caisses malgré les différences de composition des échantillons, comme indiqué dans le tableau 2. Le tableau 3 corrobore ce résultat pour 2014 et 2015 en ce qui concerne l'accès et le montant total consommé, mais suggère qu'en 2016 les caisses expérimentatrices ont un accès aux soins plus important alors que les montants consommés restent similaires (statistiquement non significatifs malgré une baisse moyenne de 183 €).

Le tableau 4 décompose par période l'accès aux soins et les niveaux de consommation (en €) en fonction des caractéristiques de départ des individus. Toutes choses égales par ailleurs, on observe qu'avant le traitement, les caisses expérimentatrices ne sont pas différentes en

Tableau 2 – Caractéristiques des individus éligibles (classés en PARI 3)

Variables	Ensemble	Par type de caisse		
		Expérimentatrices	Non-expérimentatrices	Différence
Caractéristiques démographiques				
Âge en 2014 (59-78 ans)	69,40	69,62	69,22	0,40***
Hommes	78,97	79,44	78,61	0,83
Femmes	21,03	20,56	21,39	-0,83
Statut professionnel				
Artisans	49,51	51,83	47,69	4,14***
Commerçants	50,49	48,17	52,31	-4,14***
En emploi	12,65	11,88	13,25	-1,38***
Emploi-retraite	5,77	4,41	6,83	-2,42***
Retraite seulement	81,59	83,71	79,91	3,80***
Dossier médical				
GIR niveau 5 ou 6	4,63	4,87	4,44	0,43
Bénéficiaire CMU ou ACS	17,10	17,08	17,12	-0,04
ALD	67,41	67,16	67,61	-0,45
Médecin traitant	97,40	97,79	97,10	0,69***
Gestion de cas				
Règle de forçage	29,32	26,89	31,23	-4,34***
Inconnu de l'ASS	86,87	86,77	86,95	-0,18

Note : tests de différences des moyennes. Pourcentages (sauf autre spécifié). Seuil de significativité : * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01.
Source : PARI (2014-2016).

Tableau 3 – Évolution de la consommation de soins par type de caisse

Variable / Années	Expérimentatrices	Non-expérimentatrices	Différence	Stat. ⁽¹⁾	p-value
Accès aux soins (%)					
2014	98,5	98,3	0,175	-0,973	0,330
2015	98,6	98,4	0,205	-1,171	0,242
2016	97,0	95,7	1,283	-4,807	0,000
Dépense moyenne (€)					
2014	2 898,2	3 124,9	-226,7	1,381	0,167
2015	2 996,1	3 218,8	-222,7	1,406	0,160
2016	3 048,6	3 231,7	-183,0	0,418	0,676

Note : ⁽¹⁾ Accès aux soins : test de proportions ; Dépenses : test de Wilcoxon.
Source : PARI (2014-2016).

Tableau 4 – Déterminants de l'accès aux soins et des montants consommés par période

Variable dépendante	2014		2015		2016	
	Accès aux soins (OR)	Montant (€)	Accès aux soins (OR)	Montant (€)	Accès aux soins (OR)	Montant (€)
Type de caisse régionale						
Expérimentatrices	0,939	-154,753***	1,074	-177,791***	1,389***	-101,864*
Non-expérimentatrices	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Caractéristiques démographiques						
Âge en 2014 (59-78 ans)	0,991	-27,594***	0,972**	-14,220***	0,983**	-9,229
Hommes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Femmes	1,166	264,874***	1,003	86,833	1,162	13,114
Statut professionnel						
Commerçants	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Artisans	1,259*	5,496	1,148	-78,628	1,087	-27,425
En emploi	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Emploi-retraite	5,071***	586,607***	2,091*	223,635	1,429*	290,954*
Retraite seulement	1,415	882,674***	0,888	716,502***	1,127	747,138***
Dossier médical						
GIR niveau 5 ou 6	2,678	370,158**	1,381	397,041**	1,208	500,866***
Bénéficiaire CMU ou ACS	3,358***	-572,928***	1,784***	-480,704***	1,058	-465,829***
ALD	8,630***	3 193,625***	5,824***	3 436,425***	1,122	3 078,889***
Médecin traitant	10,653***	1 086,029***	8,706***	945,774***	4,972***	805,855***
Gestion de cas						
Règle de forçage	0,142***	-31,055	0,228***	190,348***	0,547***	275,474***
Inconnu de l'ASS	0,723	-409,039***	0,562*	-556,512***	1,331**	-414,253***
Observations	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328	20 328
Pseudo R ² (McFadden)	0,261		0,176		0,037	
Khi-Deux (p-value)	771,2***		563,9***		315,2***	
% cas bien classés	98,52		98,45		96,29	
ROC	0,851		0,791		0,628	

Note : l'accès aux soins a été estimé à partir de modèles logit et les dépenses ambulatoires à partir de modèles linéaires généralisés, avec : * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01. OR signifie odds ratio.
Source : PARI (2014-2016).

matière d'accès aux soins, mais la dépense moyenne y est légèrement plus faible. La situation est différente après le traitement puisque l'accès aux soins est plus fort en 2016 pour les caisses expérimentatrices alors que les montants perdent en significativité statistique. Nous allons vérifier dans la partie suivante que ces derniers effets sont potentiellement dus au traitement.

3.2. Les bénéficiaires du programme PARI ont un meilleur accès aux soins

La figure IV reprend la comparaison des caisses expérimentatrices à chaque période en utilisant le logarithme des dépenses +1 (ceux qui ne consomment pas sont ainsi pris en compte). Les résultats en statistiques descriptives sur la figure indiquent (i) une tendance générale à

la baisse des dépenses de santé pour les deux groupes, ce qui s'expliquerait par le fait que les individus sont classés en PARI 3 en partie sur la base de niveaux élevés de consommation de soins en 2014, de sorte qu'après une phase de soins (aigus) les niveaux de consommation se réduisent une fois les besoins de soins assouvis ; (ii) une pente parallèle entre 2014 et 2015 entre le groupe de contrôle et le groupe traité, ce qui suggère que le groupe traité se comporterait comme le groupe de contrôle s'il n'était pas traité ; et (iii) une différence dans la tendance de consommation de soins après le traitement, où l'on observe que les individus des caisses traitées accusent une baisse moins forte de leur consommation (accès et montants combinés). Ce dernier constat suggère que les individus traités maintiennent un contact avec le système de santé.

Le tableau 5 mesure l'impact causal en ITT du programme PARI sur les dépenses ambulatoires⁸. Les résultats indiquent que le programme PARI permet d'augmenter l'accès aux soins de ville de 1,1 %. L'impact se concentre sur le recours au médecin généraliste, à la pharmacie et au matériel médical, des postes de dépenses qui sont assez typiques des personnes en perte d'autonomie. En suivant les conseils d'Angrist & Pischke (2009), nous étendons les résultats des statistiques descriptives de la figure IV en dissociant : (i) l'effet causal du programme émanant du recours aux soins du patient, et (ii) l'effet levier du médecin qui modifie le type et le montant de soins consommés. Deux effets

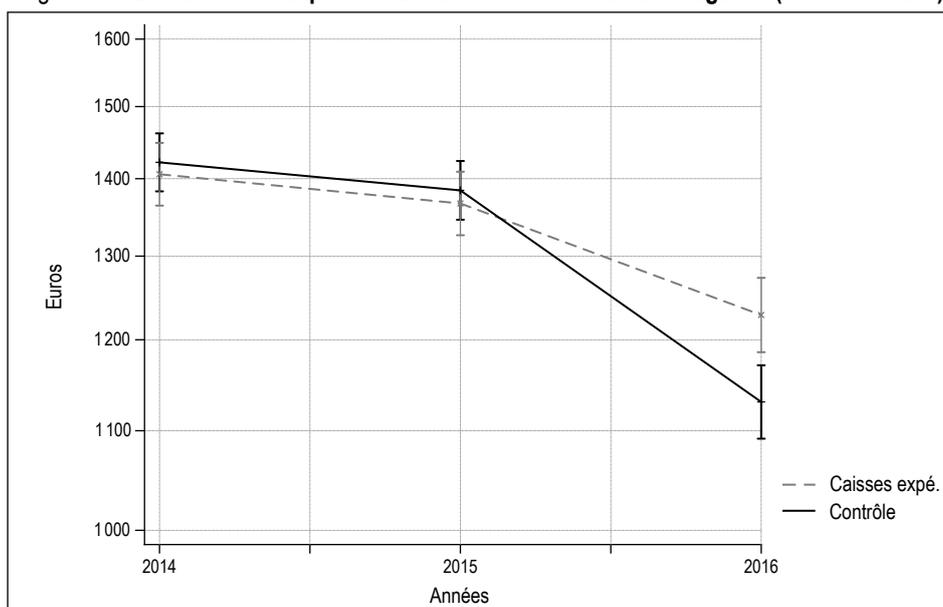
principaux se distinguent. Un effet de prévention primaire associé à la consultation médicale qui met l'individu en relation avec le système de santé. Les seuils significatifs de dépenses ambulatoires compris entre 10 euros et 150 euros, correspondent à des postes de dépenses liés à la pharmacie. Le programme semble ainsi avoir particulièrement touché des personnes fragiles. Il convient de noter que la littérature relie souvent la consommation de pharmacie à la fragilité des personnes âgées, bien que cela soit généralement péjorativement associé en raison de la polymédication (Herr *et al.*, 2018). Un effet de prévention secondaire voir tertiaire apparaît aux seuils de dépenses ambulatoires autour de 600 euros, principalement liées aux dépenses de biologie et de prothèses, et de 1 500 euros, correspondant majoritairement aux dépenses de pharmacie et prothèses. Ce dernier suppose l'influence positive du médecin généraliste, après la mise en place de PARI, dans l'accompagnement des personnes chez lesquelles des fragilités et/ou des maladies chroniques ont pu être dépistées.

3.3. L'effet est hétérogène

La population PARI étant hétérogène, nous avons mesuré l'effet sur différents sous-groupes (tableau 6). L'hétérogénéité selon le genre montre que l'effet est surtout porté par les

8. Les estimations ont vérifié l'absence de différences dans les tendances préexistantes entre les deux groupes, malgré la courte période pré-traitement, ce qui suggère que les effets de 2016 sont liés à l'introduction du programme.

Figure IV – Évolution des dépenses ambulatoires des individus éligibles (classés PARI 3)



Note. cette figure montre les changements dans les tendances des dépenses ambulatoires des individus éligibles classés PARI 3 par période entre caisses expérimentatrices (ligne en pointillés) et caisse non-expérimentatrices (ligne pleine). Ici, les dépenses ambulatoires ont été mesurées en logarithme des dépenses +1 (afin de prendre en compte ceux qui ne consomment pas de soins) et retransformées en euros.

Tableau 5 – Impact (ITT) du programme PARI sur les dépenses ambulatoires

Var. dép. / Type de dépenses	Total	GP	SP	Dentiste	Infirmier	Kiné.	Autre auxil.	Biologie	Pharma.	Matériel	Optique	Prothèse	Transport	
Recours	0,011***	0,009**	0,006	0,000	0,010	0,004	0,002	0,006	0,013***	0,017**	0,002	0,007	0,013*	
Conso > Seuil														
Montants	Percentile ⁽¹⁾													
(€)	(%)													
10	2,5	0,011***	0,009**	0,004	0,001	0,007	0,005	0,002	0,007	0,012***	0,013	0,000	0,006	0,012*
20		0,013***	0,007	0,010	0,005	-0,003	0,003	0,001	0,004	0,011***	0,011	0,001	0,006	0,011
35	3	0,013***	0,002	0,009	0,005	0,004	0,002	0,000	0,008	0,013***	0,009	-0,001**	0,008	0,011
50		0,013***	0,003	0,000	0,007	0,004	0,001	0,001	0,008	0,014***	0,009	-0,001**	0,006	0,009
85	4	0,012***	0,007	-0,004	0,004	0,008	-0,003	0,003	0,012	0,011**	0,007	-0,000	0,006	0,006
100		0,010***	0,001	-0,008	0,003	0,009	-0,001	0,003	0,012	0,009**	0,004	-0,000	0,005	0,007
130	5	0,011***	-0,001	-0,001	-0,001	0,012**	0,003	0,003	0,010	0,009**	0,005	-0,000	0,008*	0,009
150		0,008**	-0,005	0,002	-0,001	0,010**	0,005	0,001	0,007	0,009*	0,003	-0,000	0,004	0,009
200		0,004	-0,004	-0,002	-0,000	0,010**	0,005	-0,000	0,002	0,010**	0,002	-	0,003	0,011*
250		0,004	-0,005	-0,004	-0,001	0,007*	0,003	0,001	0,002	0,007	0,002	-	0,003	0,011**
300	10	0,005	-0,003	-0,004	-0,003	0,007*	0,003	0,001	0,004	0,008	0,004	-	0,003	0,009*
600	20	0,013**	-0,001	-0,002	0,001	0,005	0,005	0,001	0,008**	0,000	0,001	-	0,004**	0,008*
900	30	0,008	-0,001*	-0,001	0,001	0,003	0,001	0,002	0,005*	-0,001	0,001	-	0,002	0,003
1 200	40	0,003	-0,001*	-0,000	0,000	0,002	0,001	0,003**	0,001	0,013**	0,001	-	0,002**	0,001
1 500	50	0,011	0,000	-0,000	0,000	0,002	0,002	0,001	0,002	0,012**	0,001	-	0,002**	0,000
2 000	60	0,015**	0,000	0,000	0,000	0,002	0,004**	0,001	0,000	0,003	0,001	-	0,001*	-0,001
2 600	70	0,011*	0,000	-0,000	0,000**	0,001	0,003**	0,001	0,000	0,005	-0,000	-	0,001	0,001
3 700	80	0,011**	-	-0,000	0,000*	-0,001	0,000	0,000	-0,001	0,004	0,001	-	0,001	-0,001
6 500	90	0,004	-	-	-	-0,001	0,000	-0,000	-0,000	0,002	-0,001	-	0,000	0,001
10 000	95	0,002	-	-	-	-0,001	0,000	0,000	-0,000	0,002	-0,000	-	0,000	-0,001
26 000	99	0,000	-	-	-	-0,000	-	-	-	-0,000	-0,000	-	-	0,001

Note : modèles de panel à effets fixes en probabilité linéaire. * p< 0,10 ; ** p< 0,05 ; *** p< 0,01. ⁽¹⁾ Valeur du percentile le plus proche pour l'ensemble de la distribution des dépenses de santé, zéros inclus. L'ensemble de la population de 60 984 individus a été considérée pour les estimations. Source : PARI (2014-2016).

hommes et on ne retrouve pas d'effet chez les femmes. Deux raisons pourraient expliquer ce non-effet : de meilleurs comportements de prévention des femmes (Wardle *et al.*, 2004 ; Dean, 1989) et/ou des différences dans l'état de santé selon le genre. La distinction selon la catégorie de travailleur (artisans et commerçants) suggère que l'effet moyen du programme PARI en ITT permet d'accroître l'accès aux soins de ville pour les artisans et pour les commerçants (coeff = 0,009*** pour les artisans et coeff = 0,014*** pour les commerçants).

La différenciation entre retraités et non-retraités montre que l'effet moyen du programme PARI en ITT se traduit par une amélioration du recours aux soins de ville de ces deux catégories. L'effet est néanmoins supérieur sur le recours aux soins pour les actifs. Cette observation renforce notre hypothèse d'élasticité de la demande de biens et services médicaux sensible aux aides sociales, principalement chez les travailleurs indépendants actifs. Le programme PARI semble jouer un rôle essentiel dans le maintien du lien avec le système de santé de ces actifs, notamment lors du

phénomène de rattrapage de consommation entre les travailleurs indépendants et les employés avant la retraite. De plus, on constate un impact plus marqué chez les retraités lorsqu'il s'agit de montants élevés de dépenses ambulatoires. Ces montants pourraient tout aussi bien être attribués à des fragilités, des maladies chroniques, voire des besoins de fin de vie.

3.4. Résultats des tests de robustesse

Les résultats nécessitent une analyse de robustesse afin de pouvoir conclure de la validité interne de cette évaluation. Le tableau A2 en annexe présente l'analyse de la sensibilité des résultats. La colonne 2 prend en compte la corrélation sérielle des erreurs de régression et montre que les résultats sont robustes en raison de l'absence de différences dans la significativité des résultats après regroupement par caisse régionale du RSI et ajustement des degrés de liberté de la distribution *t* à G-1. Notre deuxième test (colonne 3), qui correspond à l'application de la pondération du score de propension au noyau au modèle principal indique des effets similaires.

Tableau 6 – Impact (ITT) du programme PARI sur les dépenses ambulatoires – Hétérogénéité

Var. dép. / Hétérogénéité	Genre		Catégorie de travailleurs		Statut professionnel		
	Femme	Homme	Artisans	Commerçants	Retraités	Actifs	
Recours	0,003	0,013***	0,009**	0,014***	0,009***	0,031***	
Conso > Seuil							
Montants (€)	Percentile ⁽¹⁾ (%)						
10	2,5	0,005	0,013***	0,009**	0,014***	0,009***	0,030***
20		0,008	0,014***	0,009**	0,017***	0,009***	0,037***
35	3	0,005	0,015***	0,010***	0,016***	0,010***	0,037***
50		0,007	0,015***	0,010***	0,016***	0,009***	0,041***
85	4	0,005	0,014***	0,012***	0,012***	0,008***	0,043***
100		0,000	0,013***	0,013***	0,009*	0,007**	0,036**
130	5	0,003	0,014***	0,013***	0,011**	0,008**	0,040**
150		-0,000	0,011***	0,012**	0,006	0,007**	0,027*
200		-0,012	0,008*	0,010*	-0,001	0,003	0,020
250		-0,015*	0,009*	0,010*	-0,002	0,004	0,010
300	10	-0,011	0,010**	0,010	0,002	0,005	0,014
600	20	-0,004	0,017***	0,019**	0,008	0,010*	0,042**
900	30	-0,001	0,01	0,016*	0,002	0,009	0,010
1 200	40	-0,002	0,003	0,011	-0,004	0,001	0,021
1 500	50	0,017	0,009	0,017*	0,005	0,009	0,030*
2 000	60	0,007	0,017**	0,015	0,015*	0,016**	0,012
2 600	70	-0,003	0,014**	0,021**	0,001	0,013**	-0,004
3 700	80	-0,004	0,015**	0,016**	0,006	0,012**	0,002
6 500	90	-0,008	0,007	0,007	0,000	0,005	-0,007
10 000	95	0,001	0,002	0,002	0,001	0,003	-0,010
26 000	99	-0,000	0,000	0,001	-0,001	-0,000	0,004
Observations		12 822	48 162	25 552	35 432	53 271	7 713

Note : modèles de panel à effets fixes en probabilité linéaire. * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01. ⁽¹⁾ Valeur du percentile le plus proche pour l'ensemble de la distribution des dépenses de santé, zéros inclus.

* *
*

L'objectif du Programme d'actions pour une retraite indépendante (PARI), lancé en 2015, est de proposer une triple démarche, globale, proactive et ciblée, visant à favoriser le recours des artisans et commerçants âgés de 60 à 79 ans, en France, à différentes aides sociales, dans une logique de prévention de la perte d'autonomie. L'efficacité du programme se base sur sa capacité à s'adresser à une population spécifique. Rappelons que les travailleurs indépendants ont une demande de santé ponctuelle et aiguë du fait d'un temps de travail plus élevé qui se substitue à celui dédié à la prévention et aux soins. Ils puisent durant la vie active dans un stock de capital santé plus élevé en début de période (effet de sélection), mais qui se déprécie plus rapidement que les employés. Un effet de rattrapage de la consommation de soins s'observe néanmoins au moment de la retraite, mais conforte les indépendants dans une relation sporadique avec le système de soins, assez éloignée de la logique de détection précoce et de prévention.

La stratégie de ciblage de PARI permet d'identifier ce phénomène de rattrapage lorsque les individus sont caractérisés par des niveaux élevés de dépenses de santé. On observe en effet dans le groupe de contrôle une diminution rapide dans les deux ans après le ciblage. En revanche, le groupe traité accuse une diminution plus faible de sa consommation de soins que nous interprétons comme une manifestation d'un maintien du lien avec le système de santé, favorable à la prévention de la perte d'autonomie notamment parce qu'il permet le diagnostic précoce des maladies invalidantes et la prévention en général. Dans le détail, nos résultats indiquent que ce supplément de consommation de soins du groupe traité correspond à la fois à un accès aux soins supérieur (la probabilité d'avoir une consommation de soins positive augmente) et un effet levier du médecin généraliste qui modifie la structure des soins consommés – à savoir plus de matériel médical et de pharmacie, potentiellement liée à la prévention ou à la compensation de la perte d'autonomie – et le montant total consommé de soins ambulatoires. PARI s'inscrit ainsi dans une logique de favoriser l'accompagnement des personnes âgées fragiles.

Nos résultats donnent du crédit à l'hypothèse centrale selon laquelle les aides sociales permettent d'améliorer la consommation de soins des indépendants âgés de manière spécifique. Néanmoins, ils méritent d'être confortés dans quatre dimensions au moins. Premièrement, notre étude n'analyse pas en détail les mécanismes spécifiques liés à l'effet prix et revenu qui contribuent à solvabiliser la demande soins. Cependant, cette dimension sera exploitée plus en profondeur dans des recherches futures. Deuxièmement, notre étude n'envisage l'effet de PARI que sur les soins ambulatoires, plus propices à la prévention. La photographie est partielle et omet (i) les possibles effets de réduction du recours hospitalier aigu dans le temps, et (ii) des pratiques de prévention à l'hôpital, notamment dans les services de gériatrie et gérontologie, quant à l'évaluation de la fragilité du sujet âgé et la mise en œuvre de stratégies individuelles de prévention de la

perte d'autonomie en relation avec le médecin traitant. Troisièmement, notre étude se concentre uniquement sur une population spécifique des travailleurs indépendants – artisans et commerçants – identifiée à risque (PARI 3) et pose donc la question de la validité externe sur d'autres populations de travailleurs indépendants traditionnelles telles que les professions libérales et non traditionnelles liées à l'« ubérisation » de la société. Quatrièmement, notre étude se borne aux effets potentiels à seulement un an après l'intervention, afin d'éviter l'effet lié à généralisation de PARI sur l'ensemble du territoire. Aujourd'hui, l'Assurance Maladie développe des démarches assez similaires à la méthodologie de PARI pour ses bénéficiaires (y compris désormais, les indépendants), ce qui représente une nouvelle possibilité d'évaluation de politique publique pour les années à venir, avec l'espoir d'être plus complète et de porter sur un temps plus long. □

BIBLIOGRAPHIE

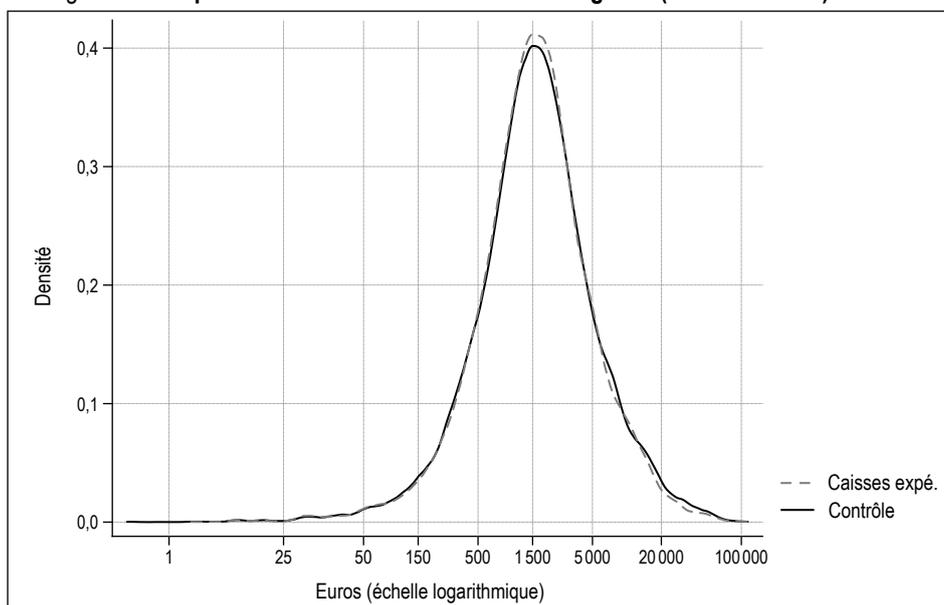
- Algava, É., Cavalin, C. & Célérier, S. (2013).** The Remarkably Good Health of the Self-Employed. *Travail et emploi*, Hors-série, 55–70. <https://doi.org/10.4000/travailemploi.6296>
- Amick III, B. C., McDonough, P., Chang, H., Rogers, W. H., Pieper, C. F. & Duncan, G. (2002).** Relationship Between All-Cause Mortality and Cumulative Working Life Course Psychosocial and Physical Exposures in the United States Labor Market From 1968 to 1992. *Psychosomatic Medicine*, 64(3), 370–381. <https://doi.org/10.1097/00006842-200205000-00002>
- Angrist, J. D. (2001).** Estimation of Limited Dependent Variable Models With Dummy Endogenous Regressors. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(1), 2–28. <https://doi.org/10.1198/07350010152472571>
- Angrist, J. D. & Pischke, J. S. (2009).** *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Askenazy, P., Baudelot, C., Brochard, P., Brun, J.-P., Cases, C., Davezies, P., ... & Weill-Fassina, A. (2011).** Mesurer les facteurs psychosociaux de risque au travail pour les maîtriser. *Rapport du Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux au travail, faisant suite à la demande du Ministre du travail, de l'emploi et de la santé*. https://travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/rapport_SRPST_definitif_rectifie_11_05_10.pdf
- 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. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2021.524d.2043>
- Bertrand, M., Dufo, E. & Mullainathan, S. (2004).** How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 249–275. <https://doi.org/10.1162/003355304772839588>
- Bíró, 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>
- Bozio, A., Gramain, A., Martin, C. & Masson, A. (2016).** Quelles politiques publiques pour la dépendance ? *Les Notes du Conseil d'analyse économique* N° 35 (8), 1–12. <https://www.cae-eco.fr/Quelles-politiques-publiques-pour-la-dependance>

- Buchmueller, T. C. (2009).** Consumer-Oriented Health Care Reform Strategies: A Review of the Evidence on Managed Competition and Consumer-Directed Health Insurance. *The Milbank Quarterly*, 87(4), 820–841. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0009.2009.00580.x>
- Cameron, A. C. & Miller, D. L. (2015).** A Practitioner's Guide to Cluster-Robust Inference. *Journal of Human Resources*, 50(2), 317–372. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.317>
- Chareyron, S., Gray, D. & L'Horty, Y. (2018).** Raising Take-Up of Social Assistance Benefits through a Simple Mailing: Evidence from a French Field Experiment. *Revue d'économie politique*, 128(5), 777–805. <https://doi.org/10.3917/redp.285.0777>
- Costa-Font, J., Jimenez-Martin, S. & Vilaplana, C. (2018).** Does long-term care subsidization reduce hospital admissions and utilization? *Journal of Health Economics*, 58, 43–66. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2018.01.002>
- Crasset, O. (2022).** *La santé des artisans : de l'acharnement au travail au souci de soi*. Presses universitaires de Rennes.
- 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)
- 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>
- Fraser, M. W., Lombardi, B. M., Wu, S., de Saxe Zerden, L., Richman, E. L. & Fraher, E. P. (2018).** Integrated Primary Care and Social Work: A Systematic Review. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 9(2), 175–215. <https://doi.org/10.1086/697567>
- Galama, T. & Kapteyn, A. (2011).** Grossman's Missing Health Threshold. *Journal of Health Economics*, 30(5), 1044–1056. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2011.06.004>
- Geoffard, P. Y. (2016).** L'AMO ne suffit plus à garantir un accès aux soins sans barrière financière. *Regards*, 49, 157–163. <https://doi.org/10.3917/regar.049.0157>
- Grossman, M. (1972).** On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Gruber, J., Maclean, J. C., Wright, B., Wilkinson, E. & Volpp, K. G. (2020).** The effect of increased cost-sharing on low-value service use. *Health economics*, 29(10), 1180–1201. <https://doi.org/10.1002/hec.4127>
- Gruber, S. & Kiesel, M. (2010).** Inequality in health care 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>
- Herr, M., Sirven, N., Grondin, H., Pichetti, S. & Sermet, C. (2018).** Fragilité des personnes âgées et consommation de médicaments : polymédication et prescriptions inappropriées. *Questions d'économie de la santé* N° 230. <https://www.irdes.fr/recherche/questions-d-economie-de-la-sante/230-fragilite-des-personnes-agees-et-consommation-de-medicaments.pdf>
- Herber, G. C., Schipper, M., Koopmanschap, M., Proper, K., van der Lucht, F., Boshuizen, H., ... & Uiters, E. (2020).** Health expenditure of employees versus self-employed individuals; a 5 year study. *Health Economics*, 29, 1606–1619. <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>
- Holland, P. W. (1986).** Statistics and Causal Inference. *Journal of the American Statistical Association*, 81(396), 945–960. <https://doi.org/10.1080/01621459.1986.10478354>
- Hundley, G. (2001).** Why and when are the self-employed more satisfied with their work? *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 40(2), 293–316. <https://doi.org/10.1111/0019-8676.00209>
- Hyytinen, A. & Ruuskanen, O. P. (2007).** Time Use of the Self-Employed. *Kyklos*, 60(1), 105–122. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6435.2007.00361.x>
- 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)
- Jess, N. (2015).** Les effets de la couverture maladie universelle complémentaire sur le recours aux soins. *Études et résultats* N° 944. <https://drees-site-v2.cegedim.cloud/sites/default/files/2020-08/er944.pdf>
- 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://doi.org/10.3917/rfe.191.0133>

- Karasek Jr, R. A. (1979).** Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 285–308. <https://doi.org/10.2307/2392498>
- Kuper, H. & Marmot, M. (2003).** Job strain, job demands, decision latitude, and risk of coronary heart disease within the Whitehall II study. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 57(2), 147–153. <https://doi.org/10.1136/jech.57.2.147>
- Lautman, A. (2013).** Préface. In: François Béland éd., *La fragilité des personnes âgées : Définitions, controverses et perspectives d'action*, pp. 5–6. Rennes: Presses de l'EHESP.
- 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. & Vigani, 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>
- Nikolova, M. (2019).** Switching to self-employment can be good for your health. *Journal of Business Venturing*, 34(4), 664–691. <https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2018.09.001>
- Nolte, E. & Pitchforth, E. (2014).** What Is the Evidence on the Economic Impacts of Integrated Care? *Policy Summary 11*. WHO Regional Office for Europe and European Observatory on Health Systems and Policies. <https://eurohealthobservatory.who.int/publications/i/what-is-the-evidence-on-the-economic-impacts-of-integrated-care>
- 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>
- Rapp, T., Chauvin, P. & Sirven, N. (2015).** Are public subsidies effective to reduce emergency care? Evidence from the PLASA study. *Social Science & Medicine*, 138, 31–37. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2015.05.035>
- 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 health care: a bivariate panel count data estimation. *Journal of Applied Econometrics*, 18(4), 387–405. <https://doi.org/10.1002/jae.680>
- Rosvall, M., Östergren, P. O., Hedblad, B., Isacson, S. O., Janzon, L. & Berglund, G. (2002).** Work-related psychosocial factors and carotid atherosclerosis. *International Journal of Epidemiology*, 31(6), 1169–1178. <https://doi.org/10.1093/ije/31.6.1169>
- Sewdas, R., Tamminga, S. J., Boot, C. R., van den Heuvel, S. G., de Boer, A. G. & 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. (2017).** An Evaluation of the Health Ageing and Retirement Project (PARI): Phase 1. Is it Possible to Use Administrative Data to Identify Risks for Vulnerable Elders? *Questions d'économie de la Santé* N° 224, Paris. <https://www.irdes.fr/english/issues-in-health-economics/224-an-evaluation-of-the-health-ageing-and-retirement.pdf>
- 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>
- Tsutsumi, A., Kayaba, K., Hirokawa, K., Ishikawa, S. & Jichi Medical School Cohort Study Group. (2006).** Psychosocial job characteristics and risk of mortality in a Japanese community-based working population: the Jichi Medical School Cohort Study. *Social Science & Medicine*, 63(5), 1276–1288. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.03.028>
- 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
- Xing-Bongioanni, J. (2021).** Les tarificateurs des conseils départementaux aux prises avec les instruments d'action publique : le cas des EHPAD. *Revue française de socio-économie*, 27, 101–120. <https://doi.org/10.3917/rfse.027.0101>

ANNEXE

Figure A1 – Dépenses ambulatoires des individus éligibles (classés PARI 3) en 2014



Source : PARI (2014-2016).

Tableau A1 – Statistiques descriptives des groupes traité et de contrôle après appariement par score de propension

Variables	Moyenne			t-test	
	Traité	Contrôle	% bias	t	P> t
Âge	69,618	69,404	3,7	2,48	0,013
Femme	0,20563	0,21472	-2,2	-1,49	0,135
Artisans	0,51831	0,48607	6,5	4,32	0,000
Emploi retraite	0,04409	0,03338	4,7	3,72	0,000
Retraite seul	0,83713	0,83917	-0,5	-0,37	0,711
GIR niveau 5 ou 6	0,04867	0,04463	1,9	1,28	0,200
Bénéficiaire CMU ou ACS	0,1708	0,16957	0,3	0,22	0,827
ALD	0,67158	0,67549	-0,8	-0,56	0,577
Médecin traitant	0,9779	0,97874	-0,5	-0,39	0,698
Règle de forçage	0,26892	0,29157	-5,0	-3,38	0,001
Inconnu de l'ASS	0,86772	0,86952	-0,5	-0,36	0,721

Note : population d'individus éligibles classés en PARI 3.

Source : PARI (2014-2016).

Tableau A2 – Estimations avec contrôles de robustesse

Variable dépendante		Modèle principal	Modèle de sensibilité avec écarts-types regroupés	Modèle de sensibilité : <i>DID kernel propensity score weighting</i>
		(1)	(2)	(3)
Recours		0,011***	0,011***	0,012***
Conso > Seuil				
Montants (€)	Percentile (%)			
10	2,5	0,011***	0,011***	0,012***
20		0,013***	0,013***	0,013***
35	3	0,013***	0,013***	0,014***
50		0,013***	0,013***	0,014***
85	4	0,012***	0,012***	0,013***
100		0,010***	0,010***	0,011***
130	5	0,011***	0,011***	0,013***
150		0,008**	0,008*	0,010***
200		0,004	0,004	0,005
250		0,004	0,004	0,005
300	10	0,005	0,005	0,007
600	20	0,013**	0,013*	0,015***
900	30	0,008	0,008*	0,010
1 200	40	0,003	0,003	0,004
1 500	50	0,011	0,011*	0,012*
2 000	60	0,015**	0,015**	0,015**
2 600	70	0,011*	0,011*	0,011*
3 700	80	0,011**	0,011	0,011**
6 500	90	0,004	0,004	0,003
10 000	95	0,002	0,002	0,001
26 000	99	0,000	0,000	0,000

Note : population d'individus éligibles classés en PARI 3. (1) Modèle principal : panel à effets fixes en probabilité linéaire. (2) Modèle de sensibilité : panel à effets fixes en probabilité linéaire avec regroupement des écarts-types au niveau des caisses régionales et ajustement des degrés de liberté de la fonction de distribution t à G-1, où G correspond au nombre de groupes (G = 28). (3) Modèle de sensibilité. Le groupe de contrôle et le groupe traité sont les mêmes ; les observations de chaque groupe sont pondérées à l'aide de scores de propension. * p < 0,10 ; ** p < 0,05 ; *** p < 0,01.

Source : PARI (2014-2016).

Impact d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal

Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviors in Senegal

Pauline Kergall* et Jean-Baptiste Guiffard**

Résumé – Dans les pays d’Afrique subsaharienne, les principales causes de morbidité et de mortalité sont des maladies évitables et traitables. Les pays d’Afrique subsaharienne investissent encore peu dans la santé préventive. Des travaux montrent que la publication d’informations sur la santé peut avoir un impact sur les comportements liés à la santé. L’arrivée de câbles sous-marins à fibre optique en 2010 a doté le Sénégal d’Internet haut débit, permettant un meilleur accès en ligne aux informations sur la santé. En utilisant des données d’enquêtes démographiques et de santé combinées aux données Afterfibre et la méthode des doubles différences, cette étude vise à évaluer l’impact de l’arrivée d’Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal. L’accès au haut débit semble avoir eu un impact positif sur l’utilisation de moustiquaires. Les résultats sont en revanche mitigés concernant le recours aux soins prénatals et à la vaccination des enfants. Si les effets positifs de l’accès à Internet étaient confirmés, l’expansion d’Internet haut débit pourrait jouer un rôle important dans l’amélioration de la santé.

Abstract – In Sub-Saharan African (SSA) countries the main channels of morbidity and mortality are preventable and treatable diseases. Yet, SSA countries invest little in preventive healthcare. Literature has shown that providing health information can have an impact on health behaviors. The arrival of optic fiber submarine cables in 2010 brought broadband connectivity to Senegal, allowing access to healthcare information online. Using the Demographic and Health Surveys datasets combined with the Afterfibre database, and a difference-in-differences methodology, this study aims to assess the impact of the arrival of broadband internet on preventive health behaviors in Senegal. Broadband access is found to be positively associated with the use of bednet, mixed results are found regarding the use of antenatal care and child immunization. If the positive impacts of internet access are confirmed, the expansion of broadband internet could be important to improve health.

JEL : I12, I15, L86, O33

Mots-clés : prévention de la santé, Internet haut débit, Sénégal, différence de différences

Keywords: preventive healthcare, broadband internet, Senegal, difference-in-differences

* Université de Montpellier, Montpellier Recherche en Économie ; ** Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, UMR Développement et Sociétés.
Correspondance : pauline.kergall@umontpellier.fr

Reçu en mars 2023, accepté en octobre 2023. Traduit de « Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviours in Senegal ». 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: Kergall, P. & Guiffard, J.-B. (2024). Impact of Broadband Internet on Preventive Healthcare Behaviours in Senegal. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 99–123. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2113

La prévention en matière de santé est de la plus haute importance pour les pays en développement. Depuis la Déclaration d'Alma-Ata en 1978, les soins primaires¹, pour lesquels la prévention joue un rôle majeur, sont considérés comme une étape nécessaire pour proposer une couverture santé universelle et atteindre les objectifs de développement durable (ODD). Néanmoins, les ménages des pays à revenu faible ou intermédiaire (PRFI) investissent peu dans la prévention en matière de santé et font face à des dépenses élevées en matière de santé curative (Dupas, 2011a). Ce faible niveau d'investissement est d'autant plus problématique pour les PRFI qu'ils sont confrontés à de nombreux problèmes sanitaires. En effet, les maladies touchent des personnes plus jeunes que dans les pays développés et les principales causes de morbidité et de mortalité sont les maladies infectieuses et parasitaires. La grande majorité des maladies rencontrées dans ces pays (ex. : paludisme, infections respiratoires, diarrhée, sida) pourraient être évitées ou soignées, ce qui souligne le rôle crucial des soins primaires et de prévention. En Afrique subsaharienne, les maladies transmissibles, maternelles, néonatales et nutritionnelles représentaient les deux tiers de la mortalité en 2010, selon l'Institute for Health Metrics and Evaluation (IHME).

Le faible niveau d'investissement dans la prévention en matière de santé est parfois lié au biais de préférence pour le présent (Kremer & Glennerster, 2011). En l'absence de contraintes budgétaires, l'adoption insuffisante de produits ou de comportements de santé efficaces peut également s'expliquer par un manque d'informations sur les coûts en matière de santé ou sur les avantages de différents produits ou comportements (Dupas & Miguel, 2017). Les rapports disponibles sur les pays en développement montrent que la publication d'informations sur la santé peut avoir un impact important sur les comportements liés à la santé, comme en attestent la modification des comportements sexuels en réaction à la diffusion d'informations sur le risque de contracter le VIH (Dupas, 2011b) ou l'amélioration des bonnes pratiques d'hygiène suite aux campagnes de promotion du lavage des mains pour réduire le risque de diarrhée (Cairncross *et al.*, 2005 ; Luby *et al.*, 2004). Un autre exemple est le changement de comportement des ménages concernant le stockage de l'eau pour limiter la propagation de la dengue, après une exposition répétée à des informations, au Pérou (Dammert *et al.*, 2014). Cependant, l'effet de la diffusion

d'informations concernant les comportements liés à la santé n'est pas toujours aussi clair. En effet, d'autres études montrent un effet limité des informations sur les comportements liés à la santé. Par exemple, Meredith *et al.* (2013) ont constaté que les informations sur la santé n'avaient pas impacté la demande de produits utiles à la prévention de la santé (chaussures en caoutchouc pour les enfants afin de prévenir les infections par ankylostome au Kenya, savon pour les mains afin de prévenir la diarrhée, ou suppléments multivitaminés pour prévenir les carences nutritionnelles au Guatemala, en Ouganda et en Inde). Ces résultats concordent avec ceux d'Iajya *et al.* (2013), qui soulignent que les dons de sang n'ont pas évolué suite à la diffusion d'informations sur leur importance en Argentine.

Internet est un moyen éprouvé et efficace de transmettre des données et des connaissances, qui peut fournir des informations sur la santé et constituer un nouveau moyen de connexion avec le milieu de la santé (Lewis & Behana, 2001). Les technologies de l'information et de la communication peuvent contribuer à améliorer l'accès aux soins des communautés géographiquement isolées, apporter un soutien au personnel soignant, ou encore renseigner la population concernant les épidémies de maladies (Majeed & Khan, 2019). Aux États-Unis, Rains (2008) a souligné que les utilisateurs dotés d'une connexion haut débit étaient plus susceptibles de communiquer sur la santé et de rechercher des informations liées à la santé en ligne que ceux disposant d'un accès téléphonique à Internet². Comme les câbles sous-marins donnant accès à la connexion haut débit sont assez récents en Afrique subsaharienne, très peu d'études concernant les conséquences d'Internet haut débit sur les résultats en matière de santé ont été menées dans cette région. La plupart des études disponibles sur les PRFI se concentrent uniquement sur l'accès au téléphone portable et n'abordent pas l'effet spécifique d'Internet haut débit, comme Gonzalez & Maffioli (2020) qui ont analysé l'impact de l'accès au téléphone mobile sur la propagation du virus Ebola pendant l'épidémie de 2014 au Libéria. Ils ont mis en évidence une réduction de la probabilité de cas d'Ebola dans les villages bénéficiant d'une couverture de téléphonie mobile.

1. Les soins primaires correspondent aux soins de santé de premier recours ou de proximité. Ils se distinguent des soins spécialisés (secondaires) ou hyperspécialisés (tertiaires).

2. Les utilisateurs disposant d'un accès téléphonique à Internet doivent établir une connexion chaque fois qu'ils souhaitent naviguer sur Internet et attendre plus longtemps pour que les pages Web se chargent correctement et que les fichiers soient transmis, par rapport aux utilisateurs du haut débit.

Outre le domaine de la santé, de plus en plus d'études s'intéressent aux divers impacts d'Internet haut débit dans les PRFI. Bahia *et al.* (2020) ont constaté qu'Internet haut débit mobile a stimulé la consommation des ménages et contribué à réduire la pauvreté modérée et extrême au Nigeria. Au Sénégal, un rapport de la Banque mondiale sur l'effet des technologies numériques sur le bien-être des ménages (Rodriguez-Castelan *et al.*, 2021) a corroboré ce résultat. Hjort et Poulsen (2019) ont également constaté qu'Internet haut débit a permis de créer des emplois et de vivifier l'activité économique dans 12 pays subsahariens. Farrell (2012) et Campante *et al.* (2018) ont étudié le lien entre Internet et la participation à la vie politique, et trouvé un impact négatif sur la participation électorale.

Dans le domaine de la santé, les études sur les effets de la connectivité à Internet sur la santé concernent principalement les pays développés. Amaral-Garcia *et al.* (2020) ont notamment étudié les conséquences de l'expansion d'Internet sur les méthodes d'accouchement en Angleterre. Les auteurs ont montré l'importance croissante d'Internet comme source d'informations sur la santé : les différences de recours à la césarienne entre les mères à revenu élevé et les mères à faible revenu ont en effet disparu après l'expansion d'Internet haut débit. Des études ont également examiné la manière dont Internet 5G pourrait améliorer les pratiques médicales grâce à la réalité virtuelle et à l'intelligence artificielle (Latif *et al.*, 2017 ; Dananjayan & Raj, 2021). Cependant, en ce qui concerne le lien entre l'information et les comportements liés à la santé, la corrélation positive entre l'utilisation d'Internet et les résultats en matière de santé n'est pas systématique. En effet, une synthèse de la littérature sur le rapport entre utilisation d'Internet et bien-être montre que les effets peuvent être variés (Castellacci & Tveito, 2018). Ces différences peuvent s'expliquer par les différences d'indicateurs de santé utilisés et les comportements spécifiques qui leur sont associés, mais aussi par les différences d'utilisation d'Internet entre les personnes. Néanmoins, la plupart de ces études concernant des pays développés portent sur des préoccupations qui ne sont pas celles qui intéressent les pays en développement. En effet, ces études ne se sont pas centrées sur les soins primaires, y compris la prévention en matière de santé, qui sont essentiels dans les PRFI. En outre, le déploiement d'Internet haut débit et l'utilisation d'Internet diffèrent entre les pays développés et les pays en développement (l'amélioration de la vitesse d'Internet a été plus

progressive dans les pays développés), ce qui appelle à des analyses spécifiques concernant l'impact d'Internet haut débit sur les comportements liés à la santé dans les PRFI.

Dans les PRFI, une étude de la Banque mondiale évaluant l'effet de l'accès au téléphone mobile (2G, 3G et 4G) sur les résultats en matière de santé dans 25 pays africains constitue une exception notable au manque de littérature (Mensah *et al.*, 2022). Cette étude a révélé qu'une augmentation de 10 % de la couverture de téléphonie mobile était associée à une réduction de 0,45 % de la mortalité infantile. Nous visons à étendre l'analyse proposée dans cette étude en étudiant d'autres comportements préventifs en matière de santé. Par ailleurs, l'étude de la Banque mondiale inclut l'effet de la couverture 2G (appels vocaux et SMS uniquement), qui a largement tiré les principaux résultats obtenus, alors que nous visons à étudier l'impact d'Internet haut débit, qui est uniquement pris en charge par la couverture 3G et 4G. Enfin, notre étude diffère également de celle de la Banque mondiale par les techniques économétriques utilisées pour identifier les répercussions d'Internet haut débit sur les comportements de prévention en matière de santé.

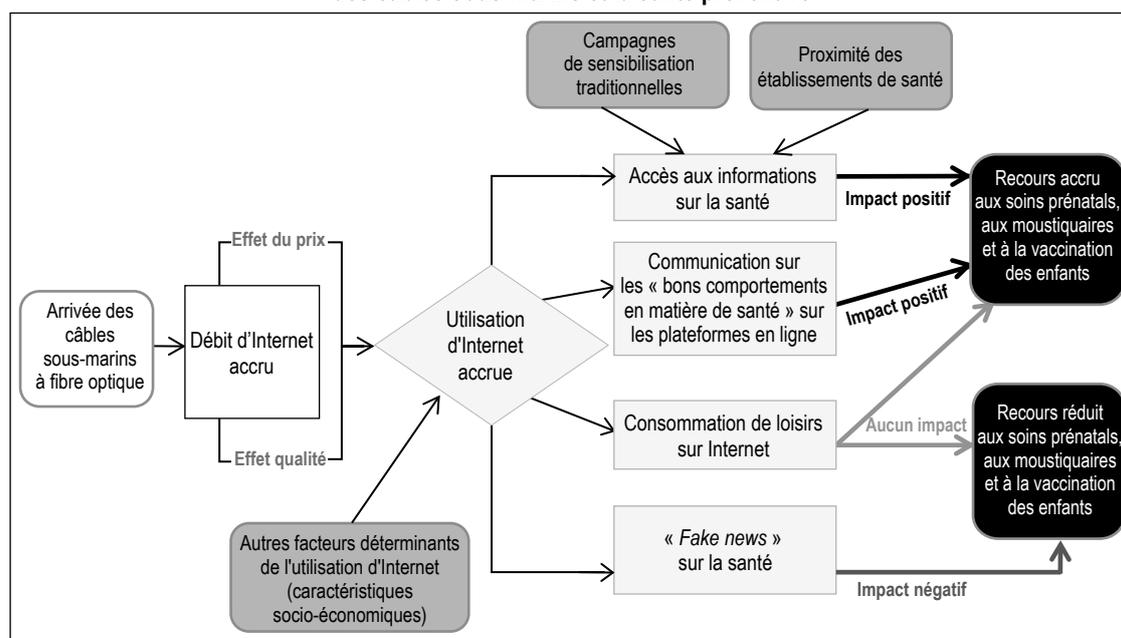
D'autres études sont parues récemment, comme celle de Byaro *et al.* (2023), qui s'intéresse à l'impact de l'utilisation d'Internet sur la mortalité infantile, la mortalité des moins de cinq ans et l'espérance de vie dans 48 pays subsahariens. Cette dernière montre que l'utilisation d'Internet a un effet positif sur les résultats en matière de santé. Une étude analytique récente à partir des enquêtes démographiques et de santé (EDS) a examiné, au niveau macro, le lien entre trois types d'accès aux ressources numériques ou d'utilisation de celles-ci (possession d'un téléphone portable, utilisation d'un téléphone portable pour les transactions financières et utilisation fréquente d'Internet) et plusieurs résultats en matière de santé, à savoir une bonne connaissance du cycle de fertilité, l'utilisation d'un moyen de contraception moderne, l'utilisation d'un préservatif lors des derniers rapports sexuels, le recours aux soins prénatals, la supplémentation en fer pendant la grossesse, le traitement médical des maladies infantiles, ainsi que le recours aux soins en cas d'expérience de violence physique ou sexuelle (Edmeades *et al.*, 2022). Les résultats suggèrent que la force du lien entre santé et accès ou utilisation des ressources numériques varie selon le résultat en matière de santé étudié, ainsi qu'entre les hommes et les femmes, même si l'accès aux ressources numériques ou leur utilisation étaient généralement associés à de meilleurs résultats en matière de santé.

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'impact de l'arrivée d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal. Étant donné que l'accès à Internet peut permettre aux personnes de se renseigner sur les bonnes pratiques à adopter en matière de santé, mais aussi d'obtenir des informations sur les comportements des autres (via l'accès aux réseaux sociaux, par exemple), nous formulons l'hypothèse que la disponibilité d'Internet haut débit (fixe et mobile) a des effets positifs sur le recours à la prévention en matière de santé dans les zones connectées, et plus particulièrement sur le recours aux soins prénatals, aux moustiquaires et à la vaccination des enfants.

La figure 1 résume le cadre et les hypothèses de l'étude. L'arrivée des câbles sous-marins à fibre optique a augmenté le débit d'Internet (Akamai, 2012 ; Hjort & Poulsen, 2019). Ce débit accru d'Internet a entraîné une augmentation de l'utilisation d'Internet. L'accès à Internet ne garantit pas son utilisation, car de nombreuses caractéristiques socio-économiques rentrent en ligne de compte pour l'usage d'Internet. Cependant, il a été montré que l'arrivée d'Internet haut débit a entraîné une augmentation de l'utilisation d'Internet en Afrique subsaharienne, grâce à une réduction des prix et à une amélioration de la qualité (Cariolle, 2021 ; Hjort & Poulsen, 2019). Cette augmentation de l'utilisation d'Internet

peut avoir des conséquences sur le recours aux soins et les comportements liés à la santé, via de nombreux canaux. Le principal canal qui nous intéresse dans cette étude est celui de l'accès à l'information. Avec Internet, les gens peuvent facilement accéder à des informations sur la santé, ce qui peut entraîner un effet positif sur les comportements préventifs en matière de santé (Dupas, 2011b ; Cairncross *et al.*, 2005). La communication sur les « bons comportements à adopter en matière de santé » sur des plateformes en ligne, telles que les réseaux sociaux, est un autre canal par lequel l'adoption de comportements préventifs en matière de santé peut augmenter grâce à l'utilisation d'Internet (Willis, 2016). Par ailleurs, l'utilisation accrue d'Internet peut se traduire par une augmentation de la consommation de loisirs en ligne (Bryce, 2001 ; Falck *et al.*, 2014), sans influencer les comportements liés à la santé. Certaines études ont montré à l'inverse que l'utilisation intensive d'Internet peut entraîner une dépression, de l'anxiété et une mauvaise qualité du sommeil. Cependant, la plupart des études sur le sujet se concentrent sur les adolescents des pays développés (Morrison & Gore, 2010 ; Weinstein & Lejoyeux, 2010). De plus, l'utilisation accrue d'Internet peut également renforcer l'exposition aux « fake news » (Del Vicario *et al.*, 2016), qui peuvent à leur tour modifier les comportements

Figure 1 – Hypothèses de l'étude et canaux de transmission potentiels entre l'arrivée des câbles sous-marins et la santé préventive



Note : ce schéma résume les hypothèses utilisées dans l'étude. Les carrés noirs représentent les principales variables analysées, à savoir l'arrivée des câbles sous-marins à fibre optique et le recours à la santé préventive. Les autres figures représentent les effets potentiels et les mécanismes sous-jacents au lien principal étudié. Pour indiquer les relations hypothétiques entre ces variables, des flèches relient les figures entre elles, indiquant la direction supposée du lien entre deux variables. Une flèche forcée, grise et gris clair représente respectivement un impact positif, négatif et nul.

liés à la santé et réduire le recours à certains soins préventifs, tels que les vaccinations (Wilson & Wiysonge, 2020). L'utilisation d'Internet peut également influencer d'autres aspects de la santé non étudiés ici. Par exemple, l'utilisation des réseaux sociaux permet de communiquer avec des parents et des amis éloignés, ce qui peut avoir un effet positif sur la santé mentale, et l'usage d'Internet peut renforcer les comportements sains tels que la pratique d'une activité physique (Li *et al.*, 2020). Néanmoins, comme ces aspects n'entrent pas dans le champ de notre étude, ils n'apparaissent pas dans la figure I. Il est également important de noter qu'Internet n'est pas le seul moyen d'accès aux informations sur la santé, mais que les campagnes de sensibilisation traditionnelles ou la proximité des établissements de santé sont également des vecteurs essentiels de diffusion d'informations relatives à la santé. En effet, les professionnels de la santé ou les pairs de la communauté peuvent également transmettre des informations sur la santé préventive. En outre, les canaux présentés dans la figure I ne sont pas nécessairement efficaces immédiatement après l'obtention de l'accès à Internet, une période d'apprentissage étant éventuellement nécessaire pour repérer les informations sur la santé appropriées disponibles en ligne.

L'accès à l'information (via Internet ou d'autres moyens) ne résout pas tous les problèmes d'accès ou de recours aux soins. En effet, pour que les services de santé puissent être utilisés, ils doivent être accessibles à la fois financièrement et physiquement. Le système de santé sénégalais est organisé selon le système pyramidal classique à trois niveaux. La création d'une couverture santé universelle est une priorité stratégique pour le pays. Toutefois, des améliorations sont encore nécessaires en la matière, malgré les progrès accomplis au cours des dernières décennies. Les maladies transmissibles, maternelles, néonatales et nutritionnelles étaient responsables de 87 % des décès chez les enfants de moins de 5 ans en 2010, selon l'IHME. La couverture par une assurance était assez faible (Daff *et al.*, 2020), mais des services de santé, en particulier pour les femmes et les enfants, tels que la vaccination dans le cadre du Programme élargi de vaccination (*Expanded Program on Immunization*) de l'OMS, étaient fournis gratuitement. L'enquête ECPSS/SPA de 2014 au Sénégal a montré que 91 % et 84 % respectivement des structures de santé offraient des services de soins prénatals et de vaccination des enfants (ANSD & ICF International, 2015). En ce qui concerne la disponibilité de moustiquaires, près

de 80 % des ménages interrogés possédaient une moustiquaire au cours de la période étudiée, mais leur utilisation réelle montrait un décalage notable par rapport aux taux de possession. En effet, plusieurs campagnes nationales et régionales ont été menées dans le pays au fil des années pour distribuer gratuitement des moustiquaires. Ainsi, les principales préoccupations semblaient porter sur l'utilisation effective des moustiquaires et non leur accès, même si, pour les ménages les plus pauvres, les obstacles financiers à l'accès aux moustiquaires pouvaient encore être une réalité.

Cet article s'articule comme suit. La section 1 fournit des informations sur l'infrastructure Internet au Sénégal, les données et la méthodologie utilisées. La section 2 présente les résultats qui sont commentés dans le détail dans la section 3.

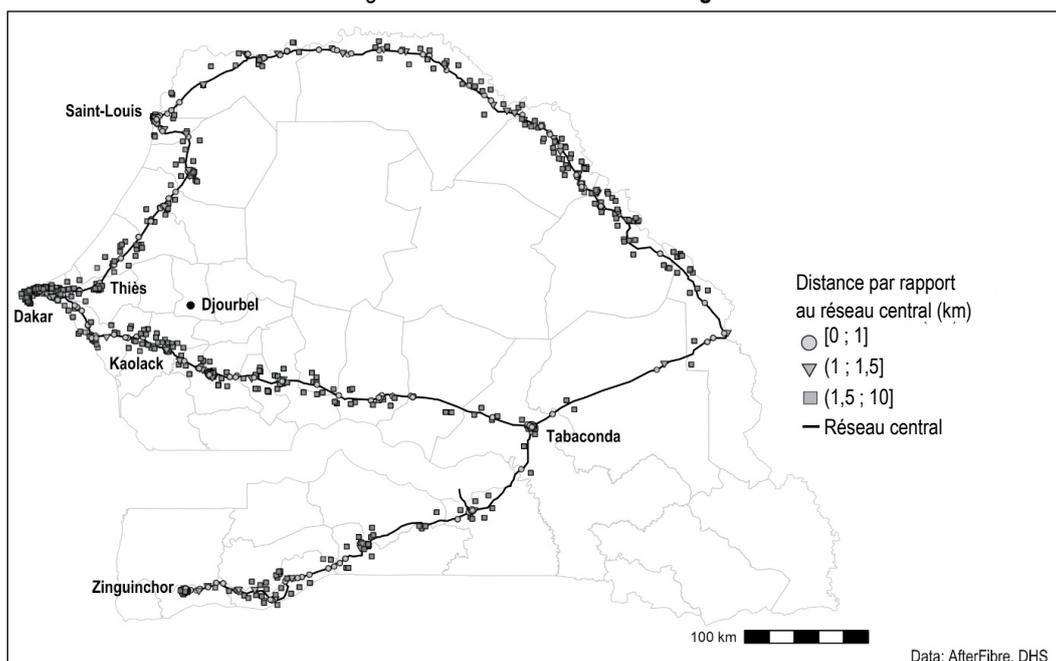
1. Données et méthodes

1.1. Contexte sur l'infrastructure Internet

En Afrique subsaharienne, la majeure partie du trafic Internet (fixe et mobile) passe par les réseaux centraux. Le réseau central, également appelé cœur de réseau, provient en partie du réseau de téléphonie fixe et des premières antennes de téléphonie mobile qui fournissent une connexion Internet bas débit. Comme le montre la figure II, au Sénégal, le réseau central (représenté par la ligne noire) suit globalement les frontières du pays, tant dans les zones rurales que dans les zones urbaines, laissant la partie centrale et du Sud-Est du pays sans couverture. Chaque observation de notre base de données est associée à des coordonnées GPS représentées par des points de différentes formes (la forme dépendant de la distance par rapport au réseau), mettant en évidence les différences dans la densité de la population. Les câbles sous-marins à fibre optique peuvent transporter une énorme quantité de données d'un endroit éloigné à un autre (par exemple, de l'Europe à l'Afrique australe). L'arrivée des câbles sous-marins à fibre optique en 2010 a doté le Sénégal d'une connexion haut débit internationale, ce qui a fortement accru la disponibilité d'Internet haut débit dans les zones proches des réseaux centraux déjà existants.

Il est généralement admis que pour bénéficier de haut débit il faut se situer à une distance maximale de 1 000 m à 1 500 m du réseau central. En effet, la qualité de la bande passante, et donc de l'accès à Internet, diminue très rapidement à mesure que la distance au réseau principal

Figure II – Réseau central au Sénégal



Note : cette carte du Sénégal représente les observations géolocalisées (les points) issues des données de l'EDS. Les lignes noires représentent les câbles du réseau central préexistants, en place avant l'installation des câbles sous-marins. La forme des points sur la carte dépend de leur distance à l'infrastructure du réseau central.

augmente, en l'absence de réseau secondaire ou d'antenne, comme c'est le cas au Sénégal³.

Comme notre étude se concentre sur l'accès à Internet plutôt que sur l'utilisation d'Internet, il est crucial de montrer qu'il existe une corrélation forte entre les deux. C'est ce qu'ont établi Hjort et Poulsen (2019), en montrant l'existence d'un lien clair entre l'arrivée des câbles sous-marins à fibre optique et le débit et l'utilisation d'Internet en Afrique subsaharienne. À partir des données d'Akamai⁴, ils trouvent en effet que l'arrivée du câble augmente le flux Internet de 35 à 38 % dans les zones connectées au haut débit par rapport aux zones non connectées (ces coefficients étant probablement sous-estimés). En ce qui concerne l'utilisation d'Internet, et selon les données fournies par l'Afrobaromètre, les auteurs ont observé que l'utilisation quotidienne et hebdomadaire d'Internet chez les personnes connectées augmentait respectivement de 12 et 14 % après l'arrivée des câbles sous-marins, par rapport aux personnes non connectées.

1.2. Données

Les données sur les comportements liés à la santé sont issues des enquêtes démographiques et de santé (EDS), qui sont représentatives à l'échelle nationale et réalisées sur de gros échantillons (encadré). Plus précisément, nous utilisons les EDS standard des années 1997 et 2005 ainsi que les EDS en continu de 2012, 2014 et 2016, la

géolocalisation des ménages répondants étant incluse dans toutes ces enquêtes. Outre les données des EDS, nous mobilisons l'enquête sur les indicateurs du paludisme (EIP) de 2008 pour les estimations concernant l'utilisation de moustiquaires.

Nous considérons trois indicateurs de prévention en matière de santé : le recours aux soins prénatals, l'utilisation de moustiquaires pour les enfants et la vaccination des enfants.

Le recours aux soins prénatals est mesuré par une variable indicatrice égale à 1 si la mère a bénéficié d'au moins 4 visites de soins prénatals au cours de sa dernière grossesse. Le seuil de 4 visites a été retenu, car, avant 2016, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) estimait qu'un minimum de 4 visites était nécessaire pour bénéficier de soins prénatals complets. Depuis lors, ce nombre a été augmenté à 8 visites. En effet, en 2002, l'OMS a recommandé une approche ciblée ou axée sur des objectifs pour les consultations prénatales afin d'améliorer la qualité des soins et d'accroître la couverture en consultations prénatales, en particulier dans les PRFI. Le modèle

3. Pour le réseau fixe (réseau en cuivre) l'atténuation diminue très rapidement 1.5 km après le répartiteur, en fonction de la technologie (ADSL, VDSL, ADSL2, etc.). Pour le réseau mobile (antennes de téléphonie mobile), la qualité du signal diminue rapidement après une distance d'1 km.

4. Akamai technologies, Inc. est un réseau de diffusion de contenu qui possède des serveurs dans le monde entier. Les données d'Akamai indiquent les débits Internet moyens enregistrés pour différents utilisateurs (résidentiels, pédagogiques, gouvernementaux et professionnels) dans une zone donnée pour chaque trimestre, à l'exclusion des connexions au réseau mobile.

ENCADRÉ – Les données EDS

Le programme des enquêtes démographiques et de santé (EDS) est chargé de recueillir des données représentatives au niveau national concernant la santé et la population dans les pays en développement (plus de 90 pays depuis 1984). Le projet est financé par la United States Agency for International Development (Agence étatsunienne pour le développement international, USAID) avec des contributions d'autres donateurs tels que l'UNICEF, le FNUAP, l'OMS et l'ONUSIDA. Plusieurs ensembles de données sont disponibles, dont les suivants :

Les enquêtes démographiques et de santé (EDS). Il s'agit d'enquêtes menées auprès de ménages, représentatives au niveau national, qui fournissent un large éventail d'indicateurs de suivi et d'évaluation d'impact, dans les domaines de la démographie, de la santé et de la nutrition. Les échantillons sont stratifiés, pondérés et représentatifs au niveau national, régional et type de lieu de résidence (urbain-rural). Nous utilisons un questionnaire ciblant les femmes âgées de 15 à 49 ans. Nous utilisons les EDS standard de 1997 et de 2005, ainsi que des EDS en continu pour les années 2012, 2014 et 2016. Les EDS standard sont généralement menées avec un écart de plusieurs années entre chaque vague d'enquête, tandis que les EDS en continu sont réalisées tout au long de l'année, ce qui permet de disposer d'informations plus fréquentes. On peut se reporter à Croft *et al.* (2018) pour plus de détails sur les enquêtes EDS.

Les enquêtes sur les indicateurs du paludisme (EIP) sont représentatives à l'échelle nationale et axées sur le paludisme. La méthodologie est similaire à celle des EDS standard ou en continu. Nous avons également utilisé le questionnaire destiné aux femmes. On trouvera plus de détails sur l'EIP 2008 dans Ndiaye & Ayad (2009).

Les enquêtes continues sur la prestation des services de soins de santé (ECPSS) sont conduites auprès d'un échantillon national d'établissements de santé officiels. Nous avons utilisé l'enquête ECPSS Sénégal 2012. L'échantillon d'établissements comprend 35 hôpitaux, 64 centres de santé, 265 postes de santé et 74 cases de santé. On trouvera plus de détails dans les rapports finaux d'enquête (ANSI & ICF International, 2012).

Toutes ces bases de données sont disponibles sur demande à l'adresse <https://dhsprogram.com/>. Des publications utilisant ces bases de données sont également accessibles à cette adresse.

de consultations prénatales ciblées, également appelé modèle de consultations prénatales de base, comprend quatre visites de consultation prénatale, ayant lieu entre 8 et 12 semaines de gestation, entre 24 et 26 semaines, à 32 semaines et entre 36 et 38 semaines.

L'utilisation de moustiquaires est mesurée par une variable indicatrice égale à 1 si l'enfant (de moins de 5 ans) ou au moins un autre enfant (de moins de 5 ans) du ménage dormai(en)t sous une moustiquaire la nuit précédente.

La vaccination des enfants est mesurée par une variable indicatrice égale à 1 si l'enfant (de 1 à 5 ans) a reçu toutes les vaccinations dans le cadre du Programme élargi de vaccination (PEV). Ce PEV comprend 4 vaccins : le vaccin BCG, le vaccin DTC/pentavalent, le vaccin antipoliomyélique oral et le vaccin contre la rougeole. Ils doivent être effectués avant que les enfants n'aient 9 mois. Le vaccin BCG (du nom de ses inventeurs, A. Calmette et C. Guérin) cible la tuberculose et est injecté à la naissance. Le vaccin DTC cible la diphtérie, le tétanos et la coqueluche. Après 2005, le vaccin DTC a été remplacé par le vaccin pentavalent qui vise en outre l'hépatite B et l'*Haemophilus influenzae* type b (Hib). Les deux vaccins sont injectés à 6, 10 et 14 semaines. Le vaccin antipoliomyélique oral cible la poliomyélite et est également injecté à 6, 10 et 14 semaines. Le vaccin contre la rougeole est injecté à 9 mois. Pour la vaccination nécessitant trois doses, nous avons considéré

l'inoculation de la troisième dose de vaccin comme une vaccination complète.

Ces trois variables dépendantes ont été retenues à la fois en fonction de la disponibilité des données et pour tenir compte des principaux problèmes de santé au Sénégal. En effet, les soins maternels, la prévention du paludisme et la vaccination des enfants sont des comportements préventifs en matière de santé bien connus, qui revêtent une importance capitale dans le contexte épidémiologique sénégalais. En 2010, les maladies néonatales, les maladies diarrhéiques, les infections des voies respiratoires inférieures et le paludisme étaient en effet les quatre principales causes de décès chez les enfants de moins de 5 ans, selon l'IHME. Pour cette année spécifique, les complications durant la grossesse, l'accouchement et le post-partum ont entraîné à elles seules 1 705 décès, tandis que la tuberculose en a provoqué 3 700. Le paludisme et la rougeole étaient responsables respectivement de 14,5 % et 3,8 % des décès d'enfants de moins de 5 ans.

Les variables de contrôle retenues correspondent à des caractéristiques socio-économiques et démographiques : le caractère urbain ou rural du lieu de résidence, un indicateur de richesse (une mesure composite du niveau de vie global d'un ménage), l'âge de la mère, le niveau d'études de la mère (pas d'éducation, études primaires, secondaires ou supérieures), la situation matrimoniale de la mère (mariée/en concubinage ou célibataire/divorcée/veuve),

le statut professionnel de la mère (en emploi ou sans emploi), ainsi que le rang de naissance de l'enfant⁵. Ces variables proviennent des données EDS et de l'EIP. Le rang de naissance des enfants a été préféré au nombre total d'enfants pour tenir compte de l'évolution des connaissances et des comportements des parents, à mesure qu'ils acquièrent de l'expérience avec les enfants. Les données issues de l'EDS incluent un indicateur de richesse (Rutstein & Johnson, 2004) plutôt qu'un indicateur de revenu du ménage, qui est extrêmement difficile à mesurer avec précision. Les enquêtes EDS recueillent en effet un certain nombre d'informations qui ne visent pas nécessairement à déterminer la situation économique du ménage, mais sont considérées comme étant corrélées à celle-ci. La plupart des ressources des ménages et des services publics qui leur sont accessibles, tels que le type de sol, l'approvisionnement en eau, le type de véhicule, la propriété de terres agricoles, etc., sont prises en compte pour calculer cet indicateur de richesse. Un indicateur de la densité des centres de santé dans la région a également été intégré. L'indicateur a été calculé à partir des données des évaluations de la prestation de services (*enquête continue sur la prestation des services de soins de santé – ECPSS*) de 2012 et est donc constant sur toute la période de cette étude. Cette base de données contient un échantillon représentatif des établissements de santé (cases de santé, centres de santé, hôpitaux et postes de santé) du Sénégal, ainsi que leurs coordonnées GPS. Pour construire un indicateur de densité des établissements de santé, nous avons agrégé le nombre d'établissements de santé par région et divisé la valeur obtenue par la superficie de chaque région. Toutefois, seuls les établissements de santé fixes ont été inclus dans l'indicateur. Les services de santé itinérants n'ont pas été pris en compte, ce qui peut conduire à une sous-représentation des services de santé dans les zones rurales.

La disponibilité des données n'étant pas la même selon les variables dépendantes, le tableau 1 indique quelles vagues de l'EDS ou de l'EIP

ont été utilisées en fonction de la variable dépendante étudiée. Des enquêtes plus récentes auraient également été disponibles, mais nous avons choisi de ne pas les inclure en raison du développement récent de nouvelles infrastructures Internet au Sénégal, qui augmente le risque que des personnes considérées comme des témoins soient en réalité traitées (c'est-à-dire ayant un accès à Internet).

L'accès à Internet haut débit (notre variable de traitement) a été mesuré par la distance par rapport au réseau central. Seuls les câbles du réseau central installés avant l'arrivée du haut débit ont été pris en compte. Les données relatives à la localisation du réseau central et à la date d'installation des câbles ont été extraites de la base de données d'Afterfibre (www.afterfibre.nsrc.org). La date d'arrivée du câble sous-marin, et donc de connexion, a été obtenue auprès de www.infrapedia.com.

Il est important de noter que la localisation GPS dans l'EDS n'est pas exacte. En effet, afin de préserver la confidentialité des personnes interrogées, les données géolocalisées sont décalées de 2 km au maximum en milieu urbain et de 5 km au maximum en milieu rural (et même de 10 km au maximum pour une observation sur 100). Le décalage est réalisé dans une direction aléatoire et sur une distance aléatoire. La nouvelle localisation est en outre contrainte à se situer dans les limites administratives de la même circonscription. L'impact de ce décalage a fait l'objet de plusieurs analyses. Par exemple, pour la vague de 2010 au Sénégal (non utilisée dans cette étude, car il s'agit de l'année d'arrivée des câbles à fibre optique), le décalage moyen était de 0,92 km en milieu urbain et de 2,36 km en milieu rural (Burgert *et al.*, 2013). Malgré la localisation inexacte des personnes interrogées, un ménage vivant réellement à une distance d'1 kilomètre du réseau central a plus de

5. Sauf dans les régressions incluant les données de l'EIP 2008, dans laquelle le statut professionnel et la situation matrimoniale de la mère ne sont pas disponibles.

Tableau 1 – Vagues EDS utilisées selon la variable dépendante

	Avant l'arrivée du câble à fibre optique			Après l'arrivée du câble à fibre optique		
	EDS 1997	EDS 2005	EIP 2008	EDS 2012	EDS 2014	EDS 2016
Recours aux soins prénatals	X	X			X	X
N	7 146	6 604			4 375	4 470
Utilisation de moustiquaires		X	X	X	X	
N		10 202	15 217	6 771	6 629	
Vaccination de l'enfant		X		X	X	
N		7 243		5 154	5 154	

Note : ce tableau indique les vagues d'enquête utilisées pour chaque variable dépendante, ainsi que le nombre d'observations (N).

chances d'être relocalisé dans la zone d'1 kilomètre autour du réseau qu'un ménage situé à 1,5 kilomètre ou plus du réseau central. Ensuite, une localisation inexacte dans les données de l'EDS n'empêche pas la création du groupe de contrôle et du groupe traité, mais implique seulement d'interpréter nos résultats comme des estimations de l'« intention de traiter ».

Pour garantir la robustesse de nos analyses, nous avons utilisé des informations supplémentaires issues d'autres sources de données. La densité de population provient de la plateforme WorldPop (<https://hub.worldpop.org>), qui fournit des données démographiques spatiales très précises pour les pays du monde entier. Nous avons utilisé des données maillées de dénombrement de population avec une résolution de 30 secondes d'arc, disponibles depuis 2000⁶. Cette source nous a permis d'évaluer la densité de population de façon très précise. Concernant la localisation des centres de santé, nous nous sommes référés aux données disponibles à l'adresse https://data.humdata.org/dataset/hotosm_sen_health_facilities. Cet ensemble de données, dérivé des données d'OpenStreetMap, indique non seulement l'emplacement des établissements de santé, mais aussi certaines de leurs caractéristiques. Pour enrichir notre analyse, nous avons calculé la distance entre chaque personne interrogée et l'établissement de santé le plus proche. L'ajout de cette information supplémentaire vise à capter l'influence de l'accessibilité aux soins sur nos variables dépendantes, et renforcer la fiabilité de nos résultats. Cependant, cette base de données n'est pas exhaustive et inclut les structures de santé existant en 2023, alors que des structures pourraient avoir été créées pendant ou après l'arrivée d'Internet haut débit.

1.3. Stratégie d'analyse

Deux stratégies empiriques différentes, basées l'une et l'autre sur la méthode des doubles différences, ont été utilisées pour estimer l'impact d'Internet haut débit sur les trois mesures de prévention en matière de santé. La méthode des doubles différences repose sur plusieurs hypothèses, la principale étant celle de tendances parallèles. Pour garantir la validité interne, la méthode des doubles différences suppose en effet qu'en l'absence de traitement, la différence entre le groupe « traité » et le groupe « de contrôle » est constante dans le temps. La méthode des doubles différences exige également que le traitement ne soit pas corrélé au résultat au départ et que la composition des deux groupes, traité et contrôle, soit stable dans le temps, dans le cas de données en coupes répétées, comme c'est le cas ici.

La première stratégie suit les travaux de Hjort et Poulsen (2019), qui ont évalué l'impact de l'arrivée d'Internet haut débit sur l'emploi en Afrique, et utilise la méthode des doubles différences avec des effets fixes pour estimer l'impact causal de l'arrivée d'Internet haut débit sur les comportements préventifs en matière de santé au Sénégal. Des effets fixes liés à la localisation (caractéristiques d'une cellule de 10 km x 10 km) ont été inclus dans la régression en plus des variables de contrôle susmentionnées. Les bases de données utilisées pour appliquer cette stratégie sont celles présentées dans le tableau 1.

Le modèle évalué avec cette première méthodologie est le suivant :

$$Y_{ijt} = \alpha + \beta * SubCables_t * Connected_i + \delta_j * Connected_i + X_{it} + \gamma_t + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

où Y_{ijt} correspond à l'un des trois indicateurs de prévention en matière de santé (recours aux soins prénatals, utilisation de moustiquaires, vaccination de l'enfant) pour la personne i localisée dans la cellule j et à la date t . $SubCables_t$ est une variable indicatrice précisant si le câble sous-marin était installé à la date t . $Connected_i$ correspond à la variable de traitement, basée sur la distance par rapport aux câbles du réseau central. Le coefficient β correspondant à l'interaction entre l'arrivée des câbles sous-marins et la distance au réseau central est notre coefficient d'intérêt : il mesure l'impact de l'accès à Internet sur les comportements de prévention de la santé. Le coefficient δ_j (effets fixes au niveau d'une cellule de 10 km x 10 km) saisit les différences invariables dans le temps, dans les résultats en matière de santé, entre le groupe traité et le groupe de contrôle. X_{it} est un vecteur de variables de contrôle, caractéristiques de la personne i à la date t et les γ_t sont des effets fixes de date.

La figure III fournit un zoom de la figure II sur la côte du Sénégal, autour de la ville de Thiès, afin de mieux illustrer quelles sont les personnes incluses dans notre analyse. Les personnes vivant à moins de 1 000 m du réseau central ont été considérées comme connectées (ronds) et constituent ainsi le groupe traité, tandis que les personnes vivant entre 1 500 m et 10 km sont considérées comme non connectées (carrés) et composent le groupe de contrôle. Les personnes vivant entre 1 000 m et 1 500 m (triangles) du réseau central ont été exclues de l'analyse. Nous avons également exclu les personnes vivant à

6. Open data disponibles à cette adresse : <https://hub.worldpop.org/project/categories?id=3> – consultée en juin 2023.

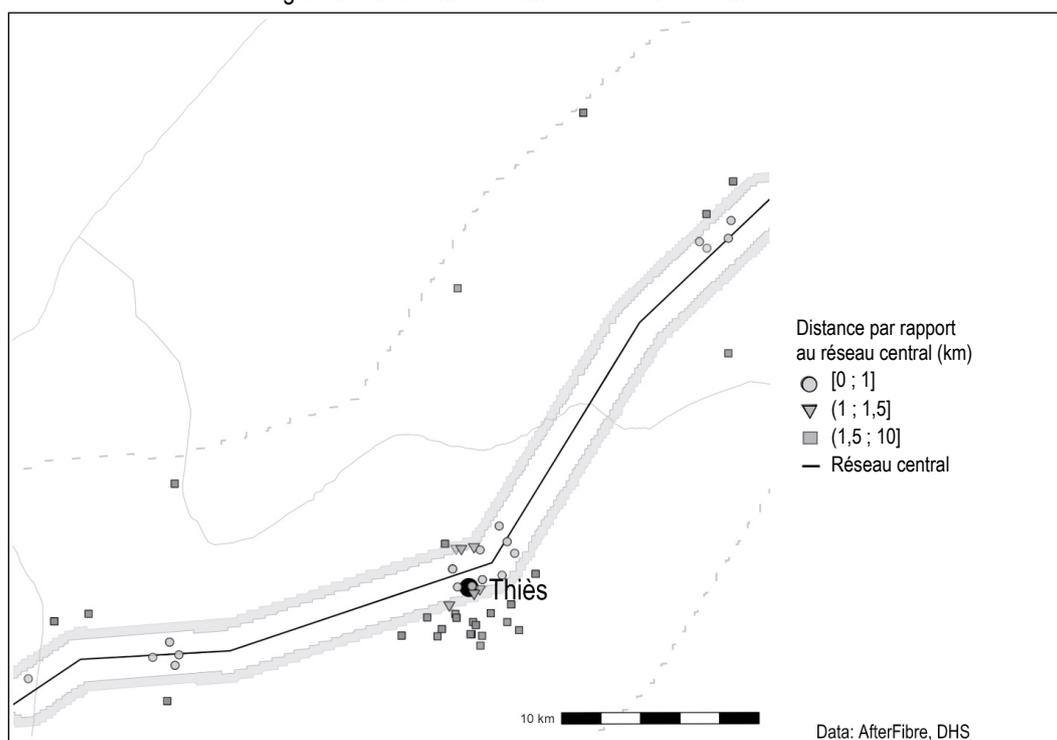
plus de 10 km, car nous avons estimé qu'elles étaient trop différentes de celles vivant dans les zones connectées d'un point de vue socio-économique, et nous voulions éviter d'inclure des personnes peu comparables. Ce double seuil, à 1 000 m et à 1 500 m, a été retenu du fait qu'il n'y a pas de consensus clair sur la distance maximale à laquelle la qualité de la bande passante reste de qualité acceptable. La définition la plus prudente pour le groupe traité (1 000 m) et la définition la plus optimiste pour le groupe de contrôle (1 500 m), fondées sur l'atténuation du débit Internet (cf. section 1.1), ont été utilisées pour limiter le risque qu'une personne soit incluse par erreur dans un des groupes. Cette définition des zones connectées et non connectées diffère légèrement de celle utilisée par Hjort et Poulsen (2019), qui ont retenu une distance maximale acceptable de 500 m. Toutefois, aucune justification claire de ce seuil très restrictif n'est donnée par les auteurs.

Étant donné que les enquêtes EDS ne sont pas des données de panel, mais des enquêtes en coupes répétées, la deuxième stratégie utilisée dans cette étude est la méthode des doubles différences avec un appariement exact grossier (*coarsened exact matching*). L'appariement exact permet d'obtenir un équilibre parfait entre groupes

traité et contrôle, mais ne fonctionne pas très bien avec des variables continues. L'appariement exact grossier transforme temporairement les variables continues en regroupant les modalités par intervalles, ce qui permet de faire l'appariement exact⁷. Les variables utilisées pour l'appariement, avant traitement, sont le caractère rural ou urbain du lieu de résidence, l'indice de richesse du ménage, l'âge, le niveau d'études, le statut professionnel et la situation matrimoniale de la mère, ainsi que le rang de naissance de l'enfant. Pour les variables catégorielles (caractère rural ou urbain du lieu de résidence, niveau d'études, statut professionnel et situation matrimoniale de la mère), un appariement exact a été utilisé, tandis que pour les variables continues, on a construit des intervalles. L'âge de la mère a été regroupé en quatre modalités (15 à 23 ans, 24 à 32 ans, 33 à 40 ans, 41 à 49 ans). L'indice de richesse des ménages a été regroupé en cinq modalités correspondant aux quintiles de richesse, tandis que le rang de naissance de l'enfant a été regroupé en quatre modalités (aîné ; 2^e ou 3^e ; 4^e ou 5^e ; 6^e ou plus). Pour le recours aux soins prénatals, sur les 965 strates constituées dans le groupe traité, 532 ont pu être

7. Nous utilisons la commande `-cem-` de Stata® (Blackwell et al., 2009) pour effectuer cet appariement.

Figure III – Personnes connectées et non connectées



Note : cette carte est un zoom sur une zone spécifique près de Thiès, Sénégal, et représente le statut de connexion des personnes enquêtées, c'est-à-dire leur proximité au réseau central (illustré par une ligne noire). Les zones tampons, représentées en gris sur la carte, représentent les personnes situées entre 1 et 1,5 km du réseau central. Elles sont exclues de l'analyse. La forme des points indique la distance par rapport au réseau central.

appariées, soit 11 847 observations sur 12 693 (93 %). Pour l'utilisation des moustiquaires, sur les 364 strates constituées, 277 ont été appariées, soit 15 514 observations sur 15 750 (98 %). Enfin, pour la vaccination des enfants, sur les 844 strates constituées, 469 ont été appariées, soit 8 897 observations sur 9 625 (92 %). Une fois les pondérations obtenues à partir de l'appariement, une régression des moindres carrés ordinaires a été utilisée.

Un test de robustesse consiste à étudier séparément les zones urbaines et les zones rurales. Ensuite, les seuils retenus pour délimiter le groupe traité et le groupe de contrôle ont été modifiés pour limiter le biais lié au décalage des localisations GPS. Dans le deuxième test de robustesse, nous modifions le groupe de contrôle pour y inclure les personnes vivant à une distance de 3 à 10 km du réseau central dans les zones urbaines et les personnes vivant à une distance de 6 à 10 km du réseau central dans les zones rurales. Dans le troisième test de robustesse, nous retenons le seuil de 500 m utilisé par Hjort et Poulsen (2019) pour définir le groupe traité. Enfin, un codage alternatif des indicateurs de prévention en matière de santé a été testé. En ce qui concerne les soins prénatals, différents seuils ont été examinés (8 visites comme recommandé depuis 2016 ou 3 visites comme recommandé avant 2002). Concernant l'utilisation de moustiquaires, nous avons retenu une variable indicatrice égale à 1 si *tous les* enfants de moins de 5 ans dormaient sous une moustiquaire au cours de la nuit précédente et nous nous sommes limités aux ménages possédant des moustiquaires. Concernant la vaccination, les analyses ont été décomposées par vaccin. En outre, nous avons conduit une analyse de l'hétérogénéité selon le quintile de richesse et le niveau d'études. La validité de la première stratégie, avec des effets fixes au niveau de la cellule, reposant sur l'hypothèse d'une absence de migration dans le temps, nous avons fait des tests de robustesse en incluant comme contrôle supplémentaire une mesure de la densité de population. Enfin, puisque notre indicateur d'offre de soins (densité des structures de santé) extrait de la base de données de l'évaluation de la prestation de services (ECPSS) n'est pas parfait, les principales régressions ont été menées avec une mesure alternative, la distance par rapport à l'établissement de santé le plus proche.

Les données géographiques ont été traitées à l'aide de R tandis que les régressions ont été effectuées à l'aide de Stata® version 17. Les deux stratégies ont été conduites à partir des mêmes bases de données.

2. Résultats

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives avant et après le traitement. Comme les années étudiées varient selon la variable dépendante en raison de la disponibilité des données, le tableau est divisé en trois panels : le panel A pour le recours aux soins prénatals, le panel B pour l'utilisation de moustiquaires et le panel C pour la vaccination des enfants. Initialement, le recours aux soins prénatals était plus élevé chez les personnes vivant dans des zones connectées. Le recours a augmenté dans le groupe traité et dans le groupe contrôle, aboutissant à une différence un peu plus importante entre les deux groupes après le traitement. Plus précisément, avant le traitement, seulement 30 % des personnes du groupe de contrôle avaient recours aux soins prénatals, alors que ce pourcentage atteignait 35 % dans le groupe traité. Après le traitement, le recours aux soins prénatals s'élève à respectivement 52 % et 58 % dans le groupe de contrôle et le groupe traité. L'utilisation de moustiquaires est significativement plus élevée dans le groupe traité avant (45 % contre 41 %) et après le traitement (73 % contre 57 %), la différence entre les deux groupes étant plus importante après le traitement. Le taux de vaccination des enfants était de 59 % avant le traitement pour les deux groupes. Après traitement, le taux de vaccination était respectivement de 73 % et 72 % pour le groupe de contrôle et le groupe traité. Dans les trois échantillons (panels A, B et C), les personnes vivant dans des zones connectées sont en moyenne plus urbaines, plus riches et plus instruites que les personnes des zones non connectées, que ce soit avant ou après le traitement.

Par ailleurs, la densité des structures de santé, utilisée comme indicateur de l'offre de soins au niveau régional en 2012, varie entre 0,001 et 0,131 par km², avec une moyenne de 0,012. Dans le cadre des tests de robustesse, c'est la distance par rapport à l'établissement de santé le plus proche qui a été utilisée comme indicateur. Cette distance varie entre 0,1 km et 45 km, avec une moyenne de 6,4 km. Nous avons examiné séparément cette distance pour les personnes connectées et celles non connectées. Pour les personnes connectées, la distance moyenne à l'établissement de santé le plus proche est de 4,8 km, alors qu'elle est de 7,1 km pour celles non connectées. Cette différence est significative ($t=22, p<0,01$).

Avant d'estimer les modèles, l'hypothèse de tendances parallèles (c'est-à-dire la stabilité de la différence de la variable dépendante entre le

Tableau 2 – Statistiques descriptives

Variables	Avant ^(a)			Après ^(b)		
	Groupe traité (0-1 km)	Groupe contrôle (1,5-10 km)	Différence	Groupe traité (0-1 km)	Groupe contrôle (1,5-10 km)	Différence
Panel A : Recours aux soins prénatals						
Recours aux soins prénatals	0,35 (0,48)	0,30 (0,46)	0,05*** (0,01)	0,58 (0,49)	0,52 (0,50)	0,06*** (0,02)
Variables de contrôle						
Zone urbaine	0,65 (0,48)	0,45 (0,50)	0,20*** (0,01)	0,75 (0,43)	0,38 (0,48)	0,36*** (0,02)
Âge	29,58 (7,35)	29,77 (7,20)	-0,18 (0,20)	30,05 (7,10)	29,83 (7,29)	0,26 (0,24)
Indicateur de richesse	0,33 (0,93)	0,21 (1,15)	0,12*** (0,03)	5,10 (8,49)	0,39 (10,17)	4,89*** (0,33)
Niveau d'études						
Pas d'études	0,61 (0,49)	0,69 (0,46)	-0,07*** (0,01)	0,49 (0,50)	0,64 (0,48)	-0,14*** (0,02)
Études primaires	0,29 (0,45)	0,21 (0,41)	0,08*** (0,01)	0,30 (0,46)	0,22 (0,42)	0,07*** (0,01)
Études secondaires ou supérieures	0,10 (0,29)	0,10 (0,30)	0,00 (0,01)	0,20 (0,40)	0,13 (0,34)	0,07*** (0,01)
Marié ou en couple	0,92 (0,27)	0,92 (0,27)	0,00 (0,01)	0,88 (0,33)	0,94 (0,24)	-0,06*** (0,01)
Actuellement en emploi	0,48 (0,50)	0,48 (0,50)	0,00 (0,01)	0,43 (0,50)	0,41 (0,49)	0,02 (0,02)
Rang de naissance de l'enfant	3,93 (2,66)	4,05 (2,67)	-0,12* (0,07)	3,43 (2,27)	3,68 (2,40)	-0,21*** (0,08)
N	2 003	4 010		986	2 347	
Panel B : Utilisation de moustiquaires						
Utilisation de moustiquaires	0,45 (0,50)	0,41 (0,49)	0,05*** (0,01)	0,73 (0,44)	0,57 (0,50)	0,17*** (0,01)
Variables de contrôle						
Zone urbaine	0,59 (0,49)	0,38 (0,49)	0,21*** (0,01)	0,76 (0,43)	0,39 (0,49)	0,36*** (0,01)
Âge	28,85 (7,02)	29,27 (7,02)	-0,42*** (0,15)	29,79 (6,87)	29,67 (6,87)	0,12 (0,21)
Indicateur de richesse	1,88 (5,97)	0,70 (8,10)	1,19*** (0,16)	3,71 (8,68)	0,92 (9,78)	2,80*** (0,30)
Niveau d'études						
Pas d'études	0,62 (0,49)	0,71 (0,45)	-0,09*** (0,01)	0,51 (0,50)	0,65 (0,48)	-0,14*** (0,02)
Études primaires	0,28 (0,45)	0,22 (0,41)	0,06*** (0,01)	0,32 (0,47)	0,24 (0,43)	0,08*** (0,01)
Études secondaires ou supérieures	0,09 (0,29)	0,07 (0,26)	0,02*** (0,01)	0,17 (0,37)	0,11 (0,31)	0,06*** (0,01)
Rang de naissance de l'enfant	3,51 (2,40)	3,75 (2,52)	-0,24*** (0,05)	3,43 (2,36)	3,53 (2,35)	-0,10 (0,07)
N	3 333	7 328		1 477	3 350	
Panel C : Vaccination de l'enfant						
Vaccination de l'enfant	0,59 (0,49)	0,59 (0,49)	0,00 (0,02)	0,72 (0,45)	0,73 (0,44)	-0,01 (0,02)
Variables de contrôle						
Zone urbaine	0,67 (0,47)	0,43 (0,49)	0,25*** (0,02)	0,76 (0,43)	0,40 (0,49)	0,36*** (0,02)
Âge	29,53 (6,90)	29,68 (6,84)	-0,16 (0,25)	30,35 (6,76)	30,11 (6,89)	0,24 (0,24)
Indicateur de richesse	0,33 (0,87)	0,05 (1,06)	0,28*** (0,04)	3,88 (8,70)	1,00 (9,73)	2,88*** (0,33)
Niveau d'études						
Pas d'études	0,60 (0,49)	0,72 (0,45)	-0,12*** (0,02)	0,52 (0,50)	0,66 (0,48)	-0,14*** (0,02)
Études primaires	0,30 (0,46)	0,21 (0,41)	0,09*** (0,02)	0,33 (0,47)	0,24 (0,43)	0,08*** (0,02)
Études secondaires ou supérieures	0,10 (0,30)	0,07 (0,26)	0,03*** (0,01)	0,16 (0,37)	0,11 (0,30)	0,06*** (0,01)
Marié ou en couple	0,95 (0,22)	0,94 (0,23)	0,01 (0,01)	0,88 (0,32)	0,94 (0,23)	-0,06*** (0,01)
Actuellement en emploi	0,42 (0,49)	0,33 (0,47)	0,09*** (0,02)	0,51 (0,50)	0,42 (0,49)	0,09*** (0,02)
Rang de naissance de l'enfant	3,55 (2,42)	3,67 (2,52)	-0,12 (0,09)	3,46 (2,38)	3,50 (2,35)	-0,04 (0,08)
N	1 255	2 077		1 153	2 603	

^(a) Pour le panel A : 1997 et 2005 ; pour le panel B : 2005 et 2008 ; pour le panel C : 2005.

^(b) Pour le panel A : 2014 et 2016 ; pour les panels B et C : 2012 et 2014.

Note : les trois premières colonnes (Avant) se réfèrent à la période précédant l'arrivée de la connexion haut débit au Sénégal, tandis que les trois dernières colonnes (Après) se rapportent à la période d'arrivée de la connexion haut débit. Le groupe traité est composé de toutes les personnes situées entre 0 et 1 kilomètre du réseau central le plus proche. Le groupe de contrôle est constitué de personnes situées entre 1,5 et 10 km du réseau central. Le tableau indique les valeurs moyennes et entre parenthèses les erreurs standards.

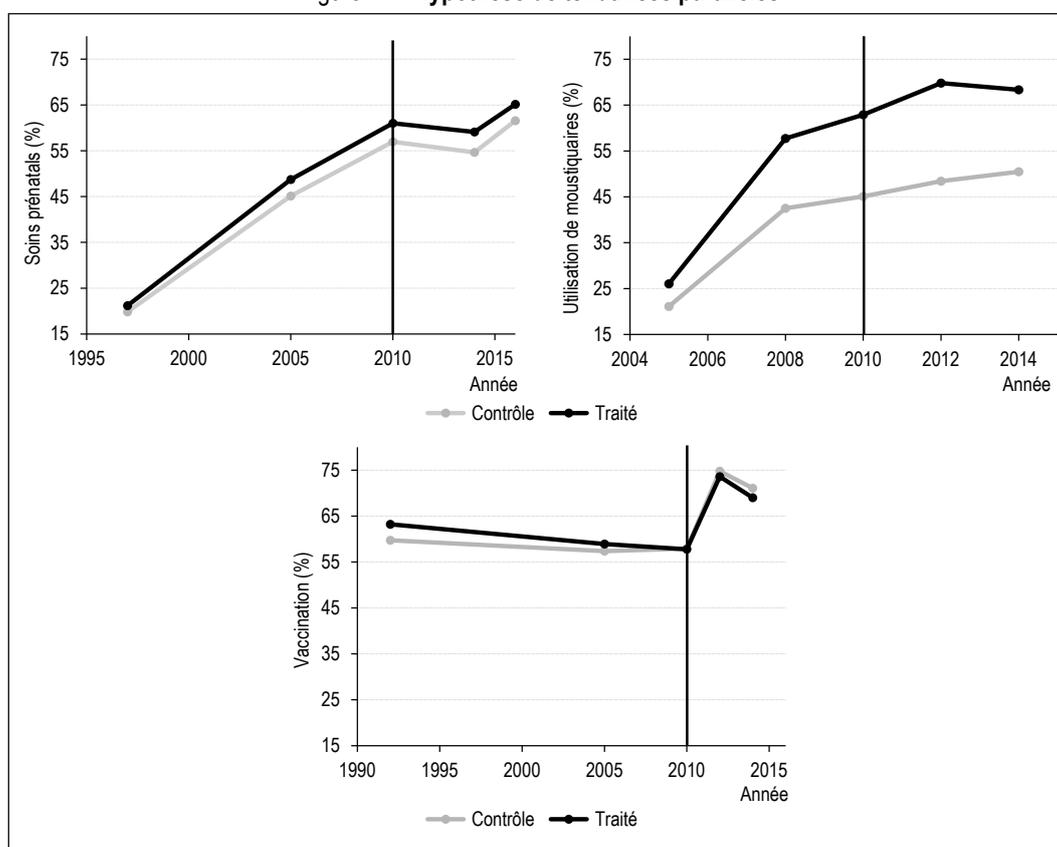
***p<0,01 ; **p<0,05 ; *p<0,1.

groupe « traité » et le groupe « de contrôle » au cours du temps, en l'absence de traitement) a été vérifiée comme illustré par la figure IV. Concernant le recours aux soins prénatals et aux moustiquaires, les années affichées sur la figure IV correspondent à celles utilisées pour les estimations économétriques. Pour la vaccination des enfants, le point de 1992 (le plus proche disponible avant 2005) a été ajouté à la représentation graphique, mais n'a pas été utilisé dans l'analyse économétrique, car jugé trop ancien. Graphiquement, l'hypothèse de tendances parallèles semble tenir pour les trois variables dépendantes : avant l'arrivée des câbles sous-marins à fibre optique en 2010, symbolisée par la ligne verticale, les variables dépendantes semblent évoluer parallèlement. De plus, nous avons réalisé des tests placebos avec une date de traitement antérieure à la date effective pour les trois variables dépendantes. Les tests placebos consistent à effectuer la régression avec une fausse date de début de traitement antérieure à la date réelle (au moins deux périodes avant le traitement). Aucun effet n'a été relevé pour nos trois variables dépendantes, confirmant ainsi l'impression visuelle qu'avant

le traitement réel, nos deux groupes évoluaient de façon similaire. Les résultats de ces tests sont fournis dans l'annexe A1.

Les résultats des régressions sont présentés dans le tableau 3. Concernant le recours aux soins prénatals, les résultats sont ambigus. Alors que la première stratégie, avec des effets fixes, met en évidence un lien positif significatif entre l'accès à Internet haut débit et le recours aux soins prénatals, la seconde stratégie montre qu'il n'y a pas d'impact significatif. Concernant l'utilisation de moustiquaires, les deux stratégies aboutissent à un effet positif de l'arrivée d'Internet haut débit. Comme on pouvait s'y attendre d'après les statistiques descriptives, l'accès à Internet haut débit ne semble pas avoir d'effet sur la vaccination des enfants. Les résultats complets des régressions, y compris toutes les variables de contrôle, sont présentés à l'annexe A2. Pour s'assurer que la non prise en compte des personnes situées entre 1 et 1,5 km du réseau central ne crée pas de biais de sélection, nous avons reproduit ces estimations en adoptant d'autres définitions pour le groupe traité et le groupe contrôle, permettant de les inclure en partie ou totalement (voir les résultats en annexe A3).

Figure IV – Hypothèse de tendances parallèles



Note : chaque point représente la proportion de personnes ayant eu recours à des soins prénatals, à des moustiquaires et à la vaccination de leur enfant, pour le groupe traité (en noir) et le groupe de contrôle (en gris). Le groupe traité se compose des personnes situées à moins de 1 000 mètres du réseau central le plus proche, le groupe de contrôle de celles situées entre 1 500 mètres et 10 km.

Tableau 3 – Résultats des estimations

Variable dépendante	Effets fixes	Appariement	Impact du haut débit
Recours aux soins prénatals	0,057* (p=0,058)	-0,030 (p=0,240)	Positif/non significatif
N	9 346	8 703	
Utilisation de moustiquaires	0,143* (p=0,056)	0,078*** (p<0,001)	Positif
N	15 488	15 254	
Vaccination de l'enfant	-0,060 (p=0,460)	-0,007 (p=0,822)	Non significatif
N	7 088	6 551	

Note : la colonne « Effets fixes » présente les estimations du coefficient β de la variable *Subcables*, **Connected*, dans le modèle (1). Les effets fixes temporels correspondent aux années et les effets fixes de lieu correspondent à des cellules de 0,1 x 0,1 degré décimal, équivalant approximativement à 10 km x 10 km. Les personnes situées à moins d'1 km du réseau central constituent le groupe traité, tandis que celles situées entre 1,5 et 10 km du réseau central sont dans le groupe contrôle. Les écarts-types robustes sont clustérisés au niveau des effets fixes de lieu. Les régressions incluent les contrôles suivants : la localisation urbaine ou rurale, l'âge, l'indicateur de richesse, le niveau d'études, la situation matrimoniale et le statut professionnel de la mère, ainsi que le rang de naissance de l'enfant. La colonne « Appariement » présente les estimations par double différence avec un appariement exact grossier, basé sur les variables de la localisation urbaine ou rurale, de l'indicateur de richesse, de l'âge, du niveau d'études, du statut professionnel et de la situation matrimoniale de la mère, ainsi que du rang de naissance de l'enfant. Chaque paire de lignes indique les résultats pour une variable dépendante.

***p<0,01 ; **p<0,05 ; *p<0,1.

Nous avons réalisé plusieurs tests de robustesse afin de confirmer les principales conclusions. Premièrement, l'analyse a été reproduite séparément pour les zones urbaines et rurales (tableau 4). Notre principale conclusion concernant l'effet positif de l'accès à Internet sur l'utilisation de moustiquaires est confirmée. Le recours aux soins prénatals semble également augmenter pour les personnes connectées dans les zones urbaines, mais pas dans les zones rurales. Au contraire, l'accès à Internet s'avère diminuer la vaccination des enfants dans les zones rurales.

Deuxièmement, les seuils permettant de définir les zones connectées et non connectées ont été modifiés, comme expliqué dans la section 1. Les résultats sont indiqués dans le tableau 5. Le lien positif entre l'accès à Internet et l'utilisation de moustiquaires est confirmé dans les deux premières délimitations de zones. Concernant le recours aux soins prénatals, on estime un effet

positif de l'accès à Internet lorsque la distance au réseau central utilisée pour délimiter les zones connectées est réduite, corroborant ainsi les résultats mitigés observés dans la spécification principale. Toutefois, compte tenu de ce que la localisation n'est qu'approximative et du fait que la limite de 500 mètres n'est pas justifiée d'un point de vue technique, les résultats obtenus avec ce seuil doivent être traités avec prudence. Enfin, ces tests de robustesse confirment que l'accès à Internet n'a en moyenne pas d'effet sur la vaccination des enfants.

Nous testons également un codage alternatif des indicateurs de prévention en matière de santé (tableau 6). Les principales conclusions sont confirmées. Les effets de l'accès à Internet haut débit sur le recours aux soins prénatals sont ambigus, alors que l'on met en évidence un effet positif sur l'utilisation de moustiquaires et que l'on ne trouve aucun impact sur la vaccination des enfants.

Tableau 4 – Analyses de robustesse pour les zones urbaines et les zones rurales

Variable dépendante	Zones urbaines		Zones rurales	
	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	0,087*** (p=0,009)	-0,016 (p=0,632)	0,062 (p=0,536)	-0,047 (p=0,259)
N	4 769	4 506	4 577	4 197
Utilisation de moustiquaires	0,118 (p=0,149)	0,095*** (p<0,001)	0,279*** (p<0,001)	0,057* (p=0,078)
N	7 200	7 130	8 288	8 124
Vaccination de l'enfant	-0,057 (p=0,574)	-0,001 (p=0,973)	-0,338*** (p=0,001)	-0,018 (p=0,686)
N	3 637	3 441	3 451	3 110

Note : les mêmes modèles que ceux du tableau 3 (effets fixes et appariement) sont estimés par sous-groupe de personnes (zones urbaines / zones rurales). ***p<0,01 ; **p<0,05 ; *p<0,1.

Tableau 5 – Tests de robustesse avec des seuils différents pour le groupe traité et le groupe de contrôle

Variable dépendante	Groupe de contrôle à + de 3 km (zone urbaine) ou + de 6 km (zone rurale) du réseau central		Analyse des zones urbaines uniquement et groupe de contrôle à + de 3 km du réseau central		Groupe traité à - de 500 m et groupe de contrôle à + de 500 m du réseau central		Groupe traité à - de 500 m et groupe de contrôle à + de 3 km (zone urbaine) ou à + de 6 km (zone rurale) du réseau central	
	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	0,073 (p=0,145)	-0,009 (p=0,789)	0,086 (p=0,150)	0,020 (p=0,645)	0,091*** (p=0,002)	0,049* (p=0,094)	0,112** (p=0,040)	0,053 (p=0,163)
N	5 926	5 609	3 360	3 201	10 375	8 703	4 657	4 394
Utilisation de moustiquaires	0,172** (p=0,015)	0,077*** (p=0,001)	0,161** (p=0,042)	0,073** (p=0,022)	0,068 (p=0,581)	0,016 (p=0,493)	0,141 (p=0,272)	0,023 (p=0,433)
N	9 464	9 343	4 936	4 790	17 491	14 905	7 205	6 979
Vaccination de l'enfant	-0,035 (p=0,712)	0,008 (p=0,844)	-0,050 (p=0,666)	-0,001 (p=0,978)	-0,069 (p=0,205)	-0,052 (p=0,118)	-0,008 (p=0,926)	-0,033 (p=0,444)
N	4 642	4 360	2 679	2 545	7 901	6 551	3 429	3 218

Note : les mêmes modèles que ceux du tableau 3 (effets fixes et appariement) sont estimés en faisant varier la définition du groupe traité et du groupe de contrôle. ***p<0,01 ; **p<0,05 ; *p<0,1.

Tableau 6 – Tests de robustesse avec d'autres définitions des variables dépendantes

Variable dépendante	Effets fixes	Appariement
<i>Au moins 4 visites</i>	0,057* (p=0,058)	-0,030 (p=0,240)
N	9 346	8 703
Recours aux soins prénatals	-0,019 (p=0,680)	-0,017 (p=0,403)
N	9 346	8 703
Au moins 8 visites	0,010 (p=0,196)	0,012** (p=0,049)
N	9 346	8 703
<i>L'enfant ou au moins un autre enfant</i>	0,143* (p=0,056)	0,078*** (p<0,001)
N	15 488	15 254
Utilisation de moustiquaires	0,121* (p=0,062)	0,071*** (p=0,001)
N	15 488	14 905
Certains enfants avec une restriction aux ménages munis de moustiquaires	0,123* (p=0,070)	0,080*** (p<0,001)
N	15 152	14 558
<i>PEV complet</i>	-0,060 (p=0,460)	-0,007 (p=0,822)
N	7 088	6 551
Vaccination BCG	-0,039 (p=0,214)	-0,014 (p=0,305)
N	9 071	8 399
Vaccination de l'enfant	-0,030 (p=0,455)	-0,005 (p=0,812)
N	9 052	8 381
Vaccination OPV	-0,017 (p=0,781)	0,005 (p=0,827)
N	9 055	8 384
Vaccination contre la rougeole	0,003 (p=0,964)	0,007 (p=0,785)
N	9 017	8 346

Note : les mêmes modèles que ceux du tableau 3 (effets fixes et appariement) sont estimés en modifiant la définition de la variable dépendante. Les résultats avec la définition initiale (cf. tableau 3) sont rappelés en italique. ***p<0,01 ; **p<0,05 ; *p<0,1.

De plus, comme les comportements en matière de prévention, en particulier ceux concernant la vaccination des enfants, auraient pu être modifiés par les fausses informations propagées sur

Internet, nous avons effectué des analyses d'hétérogénéité. Les niveaux de revenu ou d'études étant corrélés à la probabilité de croire en ces fausses informations (Douglas *et al.*, 2019), nous

avons conduit des analyses à quintile de richesse donné et à niveau d'études donné, afin d'identifier un éventuel effet différencié de l'accès à Internet haut débit. Les résultats sont fournis dans l'annexe A4. Les principales conclusions sont confirmées : quel que soit le niveau de richesse ou d'études, l'accès à Internet n'a pas eu d'impact sur la vaccination des enfants, sauf pour les personnes ayant un niveau d'études secondaires ou supérieures, pour lesquelles on trouve un impact positif. L'effet est positif sur l'utilisation de moustiquaires pour les personnes aux revenus intermédiaires ou plus pauvres et pour les personnes au faible niveau d'études (pas d'études, études primaires) et l'effet sur le recours aux soins prénatals reste incertain.

Les analyses sur la variation de la densité de population au fil du temps ne montrent aucune migration majeure de personnes des zones non connectées vers les zones connectées. Des informations plus détaillées sont fournies à l'annexe A5.

Enfin, sachant qu'il est important de tenir compte de l'offre de soins, mais que notre indicateur de densité des centres de santé connaît certaines limites (disponible uniquement au niveau régional et constant tout au long de la période étudiée), des analyses complémentaires ont été réalisées en utilisant la distance à l'établissement de santé le plus proche comme indicateur alternatif d'offre de soins. Cependant, cette mesure alternative a aussi des limites, car nous ne disposons pas d'informations sur la date de création des établissements de santé. Cette variable est donc elle aussi constante tout au long de la période étudiée. En utilisant cette variable alternative, nos résultats sont conservés, comme le montre l'annexe A6.

3. Discussion

Selon notre hypothèse initiale, l'arrivée d'Internet haut débit, et donc l'arrivée de flux d'informations plus importants combinée à l'exposition à plus grande variété de sources d'information, devait permettre d'accroître les connaissances dans le domaine de la santé, ce qui pouvait se traduire par un recours plus important à des actions de prévention en matière de santé. Nous aboutissons à des résultats mitigés concernant l'impact d'Internet haut débit sur divers comportements préventifs en matière de santé. Confirmant notre hypothèse initiale, l'accès à Internet haut débit est associé à une augmentation de l'utilisation de moustiquaires pour les enfants de moins de 5 ans. Les analyses d'hétérogénéité montrent que l'impact est positif pour

les personnes aux niveaux de revenus faibles ou intermédiaires et celles aux niveaux d'études les plus faibles. Concernant l'impact de l'accès à Internet haut débit sur le recours aux soins prénatals, les résultats sont moins clairs, puisque l'impact semble être positif pour certaines de nos spécifications, en particulier dans les zones urbaines, mais pas dans d'autres. Enfin, aucun résultat n'est significatif concernant la vaccination des enfants, ce qui signifie que l'accès à Internet haut débit ne semble pas influencer la vaccination des enfants.

Le lien positif entre l'accès à Internet haut débit et certains indicateurs de prévention en matière de santé (l'utilisation de moustiquaires en particulier) est un constat encourageant pour les autorités publiques. En effet, une fois l'accès à Internet haut débit établi, des campagnes de communication, qui figurent parmi les interventions les plus coûts-efficaces dans le domaine de la santé, peuvent facilement être mises en place. La santé de la population pourrait ainsi être améliorée pour un coût relativement faible. Ce type de campagne a prouvé son efficacité (Wakefield *et al.*, 2010). Néanmoins, les autorités publiques ont encore un défi de taille à relever, celui de s'assurer que les informations de qualité soient facilement accessibles sur les sites Internet officiels et dans toutes les langues nécessaires.

Les effets incertains ou non significatifs sur le recours aux soins prénatals et la vaccination des enfants semblent concorder avec d'autres travaux récents (Edmeades *et al.*, 2022). Ces résultats pourraient s'expliquer par le fait que la population utilise plus Internet à des fins récréatives qu'informatives (Falck *et al.*, 2014). En effet, les recherches en ligne sur la santé pourraient être rares au début et les autorités publiques pourraient avoir besoin de mettre en place des plateformes officielles ainsi que de lancer des campagnes de promotion de la santé en ligne pour fournir des informations fiables sur la santé et renforcer les connaissances de la population en matière de santé. De plus, comme le montrent les travaux présentés en introduction de cet article, la fourniture d'informations peut avoir des effets différents selon le type de comportement. Il est ainsi possible que l'accès au haut débit n'ait pas d'impact sur tous les comportements de prévention en matière de santé, mais seulement sur certains. Il serait donc nécessaire de mener davantage de recherches pour comprendre pourquoi l'accès à Internet haut débit n'a pas le même effet sur tous les comportements en matière de santé. Les travaux de Jalan & Somanathan (2008) peuvent fournir une piste d'explication :

ces auteurs ont constaté que donner des informations précises sur la contamination des sources d'eau (en l'occurrence informer chaque ménage du niveau réel de contamination fécale de l'eau) a entraîné des changements plus profonds dans les comportements liés à la santé (en l'occurrence purifier l'eau) que donner des informations sur l'importance générale du traitement de l'eau. Nos résultats mitigés pourraient ainsi s'expliquer par le manque d'informations spécifiques et ciblées en ligne. En outre, il est également possible que la durée de l'exposition aux informations compte pour pouvoir jouer sur les comportements en matière de santé. En effet, analysant des interventions dans le cadre scolaire menées sur plusieurs mois, Cairncross *et al.* (2005) et Luby *et al.* (2004) estiment leurs effets positifs, alors que Meredith *et al.* (2013) ne trouve aucun effet significatif pour des interventions ponctuelles. Bien que dans notre cas, la durée potentielle d'exposition aux informations soit importante, nous ne savons pas à quelle fréquence les personnes ont regardé ou cherché des informations sur Internet, et la consultation ponctuelle d'une page Internet pourrait ne pas être suffisante pour modifier les comportements.

Il est également important de garder à l'esprit que l'accès à Internet peut accroître l'exposition aux fausses informations en matière de santé. Comme l'a montré la récente pandémie de Covid-19, la désinformation peut avoir des conséquences dramatiques sur les comportements en matière de santé (Baranes *et al.*, 2022). Dans notre cas, le recours aux soins prénatals et aux moustiquaires est moins susceptible d'être affecté par la désinformation, au contraire de la vaccination qui fait très souvent l'objet de *fake news* alimentant la défiance envers les vaccins, un problème restant important en Afrique (Cooper *et al.*, 2018). Cela pourrait expliquer le lien négatif estimé entre l'accès à Internet haut débit et la vaccination des enfants dans les zones rurales. En effet, si une personne craint la vaccination, elle fera moins d'efforts pour se rendre dans les centres de santé. Cependant, les analyses d'hétérogénéité n'ont mis en évidence aucun effet différencié clair pour les personnes les plus pauvres ou les moins instruites, qui sont plus susceptibles d'adhérer à des croyances conspirationnistes (Douglas *et al.*, 2019), indiquant ainsi l'influence relativement faible d'un tel phénomène dans notre étude. Plus globalement, la qualité des informations trouvées sur Internet constitue une réelle préoccupation. Eysenbach *et al.* (2002) ont procédé à un examen systématique des études évaluant la qualité des informations sur la santé disponibles en ligne et constatent que 70 % de ces études montrent qu'il

y a des problèmes de qualité importants dans les informations en ligne. Plus récemment, en analysant les informations en ligne sur le cancer de la prostate, Moolla *et al.* (2020) ont montré que la majorité des sites Internet ne constituaient pas des sources d'informations fiables pour les patients. Même si ces études concernent les informations disponibles en ligne dans le monde entier, et surtout les informations consultées dans les pays développés, il n'y a aucune raison de penser que la qualité des informations en ligne ne soit pas aussi un problème en Afrique subsaharienne.

Cette étude comporte certaines limites. Premièrement, nous avons mesuré uniquement l'accès à Internet et non l'utilisation d'Internet. Comme certains ménages situés dans la zone traitée n'utilisent pas Internet, pour des raisons financières ou pour toute autre raison, notre analyse tend à sous-estimer l'effet des informations fournies par Internet sur les comportements de prévention en matière de santé. Cependant, même si nous ne pouvions pas mesurer l'utilisation réelle d'Internet, selon l'Union internationale des télécommunications, le pourcentage de personnes utilisant Internet a été multiplié par plus de trois entre 2009 et 2016 au Sénégal (passant de 7,5 % à 25,6 %)⁸. Deuxièmement, sachant que ce sont plutôt les mères qui jouent sur les soins préventifs apportés aux enfants, on aurait préféré disposer d'une mesure plus directe de la qualité de l'accès à Internet des mères que la seule distance du logement au réseau. Troisièmement, nous n'avons pas d'information sur les obstacles éventuels à l'accès aux centres de santé. Par conséquent, des mères pourraient avoir été informées des quatre visites de soins prénatals recommandées via Internet, mais ne pas être en mesure de faire ces quatre visites. Cela pourrait expliquer pourquoi nous trouvons un effet positif de l'accès à Internet dans les zones urbaines, mais pas dans les zones rurales, où les contraintes géographiques d'accès sont plus importantes. De plus, des campagnes de sensibilisation traditionnelles ont probablement été menées au cours de la période étudiée, potentiellement en ciblant prioritairement les zones non connectées au haut débit, permettant ainsi aux personnes des régions non connectées d'avoir accès à des informations qu'elles n'auraient pas eues autrement, ce qui conduit à une sous-estimation de l'effet de l'accès à Internet sur les comportements liés à la santé. L'accès à Internet haut débit pourrait également modifier l'offre de soins et introduire un certain biais dans

8. <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Pages/stat/default.aspx> – consulté en juin 2023.

nos résultats. En effet, les médecins et autres personnels médicaux pourraient également bénéficier d'un accès plus facile aux informations pour améliorer leur pratique médicale. Cependant, comme nos variables dépendantes relèvent des soins élémentaires et ne nécessitent pour être pratiqués que de connaissances médicales de base, il est peu probable que ce phénomène impacte nos résultats. En effet, le personnel médical devrait déjà connaître l'importance des consultations prénatales, de la vaccination des enfants et de l'utilisation de moustiquaires même sans accès à Internet haut débit. En outre, la vaccination ou le suivi prénatal nécessitent une consultation en personne et ne peuvent pas être effectués par téléconsultation, car des actes physiques sont nécessaires. Cependant, l'accès à Internet haut débit peut améliorer la gestion des stocks de vaccins ou encore faciliter l'achat de moustiquaires. De plus, comme mentionné dans la section 1.2, la localisation GPS n'est pas exacte dans les données de l'EDS. En conséquence, certaines personnes pourraient avoir été incluses par erreur au groupe traité et au groupe de contrôle, en particulier dans les zones rurales où les décalages pour des raisons d'anonymat peuvent être plus importants. Pour résoudre ce problème, nous avons mené différentes analyses de robustesse en appliquant différents seuils de distance par rapport au réseau central, pour le groupe traité et le groupe de contrôle, ainsi qu'une sous-analyse ciblant spécifiquement les zones urbaines. Toutes ces analyses de robustesse ont confirmé les résultats de l'analyse principale, indiquant ainsi que ce problème n'introduit pas de biais, ou peu. Enfin, nous n'avons pas pris en compte la migration des personnes au fil du temps, car les données de l'EDS ne le permettent pas. Cela pourrait poser problème avec la première méthodologie si certaines personnes interrogées, présentant des caractéristiques spécifiques, décidaient de se déplacer d'une zone non connectée vers une zone connectée, en raison de l'accès à Internet. Cependant, nos analyses de robustesse basées sur l'évolution de la densité de population semblent éliminer un impact majeur de ce problème. De plus, l'appariement effectué dans la deuxième méthodologie nous a permis de nous assurer que

les différences de caractéristiques observables entre les personnes interrogées demeuraient constantes, limitant ainsi ce problème. Enfin, une variable pouvant être omise, l'impact causal de nos résultats doit être utilisé avec prudence lors de la discussion des résultats.

* *
*

À l'avenir, il serait intéressant d'étudier d'autres pays subsahariens pour confirmer nos résultats et tester s'il existe des disparités géographiques. La date de la connexion aux câbles sous-marins n'est en effet pas la même dans tous les pays d'Afrique subsaharienne. Les premiers câbles Internet sous-marins africains ont été installés en 2009 sur la côte est de l'Afrique, tandis que la partie occidentale de l'Afrique a été connectée en 2010-2011 et la partie sud-est de l'Afrique en 2012. Ces différences de date de connexion des câbles sous-marins à la fibre optique entre pays africains pourraient être exploitées pour produire des résultats plus robustes et évaluer si l'accès à Internet haut débit a eu un effet sur les comportements de prévention en matière de santé différent selon les pays. Les premières études sur le sujet semblent indiquer que la relation entre l'utilisation des ressources numériques et les résultats en matière de santé dépend du contexte du pays (Edmeades, 2022), ce qui renforce la nécessité de recherches plus approfondies pour mieux comprendre ces mécanismes.

Si l'impact positif de l'accès à Internet sur certains résultats en matière de santé, tels que l'utilisation de moustiquaires, est confirmé, l'expansion d'Internet haut débit pourrait avoir des retombées positives importantes pour améliorer la santé grâce à un meilleur accès aux informations. Les campagnes de prévention et de promotion liées à la santé devraient intégrer des campagnes en ligne en complément aux actions sur le terrain, afin d'améliorer leur efficacité et leur efficience. D'autre part, l'égalité de l'accès à Internet sur un territoire, en particulier entre les zones rurales et urbaines, serait extrêmement importante, afin de ne pas exacerber les inégalités géographiques existantes concernant la santé. □

BIBLIOGRAPHIE

- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie – ANSD/Sénégal & ICF International (2012).** Enquête Démographique et de Santé à Indicateurs Multiples Sénégal (EDS-MICS) 2010-2011. Rapport. ANSD and ICF International. <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/FR258/FR258.pdf>
- Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie – ANSD/Sénégal & ICF International (2015).** Enquête Continue sur la Prestation des Services de Soins de Santé (ECPSS) 2014. ANSD and ICF International. https://dhsprogram.com/pubs/pdf/spa21/senegal_spa_2014_spa21.pdf
- Akamai (2012).** The State of the Internet: 4th quarter, 2012, Report. <https://www.slideshare.net/AkamaiTechnologies/q4-2012-sotiweb>
- Amaral-Garcia, S., Nardotto, M., Propper, C. & Valletti, T. (2020).** Mums go online: Is the Internet changing the demand for healthcare? *The Review of Economics and Statistics*, 104(6), 1157–1173. https://doi.org/10.1162/rest_a_01033
- Bahia, K., Castells, P., Cruz, G., Pedros, X., Pfütze, T., Rodriguez Castelan, C. & Winkler, H. (2020).** The Welfare Effects of Mobile Broadband Internet: Evidence from Nigeria. *World Bank Policy Research Working Paper* N° 9230. <https://papers.ssrn.com/abstract=3593892>
- Baranes, E., Guillon, M. & Kergall, P. (2022).** Mésinformation et comportements en santé dans le contexte de la pandémie de Covid-19 : *Annales Des Mines - Responsabilité et Environnement*, 108(4), 36–39. <https://doi.org/10.3917/re1.108.0036>
- Blackwell, M., Iacus, S., King, G. & Porro, G. (2009).** Cem: Coarsened Exact Matching in Stata. *The Stata Journal*, 9(4), 524–546. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900402>
- Bryce, J. (2001).** The Technological Transformation of Leisure. *Social Science Computer Review*, 19(1), 7–16. <https://doi.org/10.1177/089443930101900102>
- Burgert, C. R., Colston, J., Roy, T. & Zachary, B. (2013).** Geographic displacement procedure and georeferenced data release policy for the Demographic and Health Surveys. *DHS Spatial Analysis Reports* N° 7 ICF International. <https://dhsprogram.com/pubs/pdf/SAR7/SAR7.pdf>
- Byaro, M., Rwezaula, A. & Ngowi, N. (2023).** Does internet use and adoption matter for better health outcomes in sub-Saharan African countries? New evidence from panel quantile regression. *Technological Forecasting and Social Change*, 191, 122445. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.122445>
- Cairncross, S., Shordt, K., Zacharia, S. & Govindan, B. K. (2005).** What causes sustainable changes in hygiene behaviour? A cross-sectional study from Kerala, India. *Social Science & Medicine*, 61(10), 2212–2220. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2005.04.019>
- Campante, F., Durante, R. & Sobbrío, F. (2018).** Politics 2.0: The Multifaceted Effect of Broadband Internet on Political Participation. *Journal of the European Economic Association*, 16(4), 1094–1136. <https://doi.org/10.1093/jeea/jvx044>
- Cariolle, J. (2021).** International connectivity and the digital divide in Sub-Saharan Africa. *Information Economics and Policy*, 55, 100901. <https://doi.org/10.1016/j.infoecopol.2020.100901>
- Castellacci, F. & Tveito, V. (2018).** Internet use and well-being: A survey and a theoretical framework. *Research Policy*, 47(1), 308–325. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2017.11.007>
- Cooper, S., Betsch, C., Sambala, E. Z., Mchiza, N. & Wiysonge, C. S. (2018).** Vaccine hesitancy – a potential threat to the achievements of vaccination programmes in Africa. *Human Vaccines & Immunotherapeutics*, 14(10), 2355–2357. <https://doi.org/10.1080/21645515.2018.1460987>
- Croft, T. N., Aileen, M. J. Marshall, Courtney K., Allen. (2018).** *Guide to DHS Statistics*. Rockville, Maryland, USA: ICF. https://www.dhsprogram.com/pubs/pdf/DHSG1/Guide_to_DHS_Statistics_DHS-7_v2.pdf
- Daff, B. M., Diouf, S., Diop, E. S. M., Mano, Y., Nakamura, R., Sy, M. M., Tobe, M., Togawa, S. & Ngom, M. (2020).** Reforms for financial protection schemes towards universal health coverage, Senegal. *Bulletin of the World Health Organization*, 98(2), 100–108. <https://doi.org/10.2471/BLT.19.239665>
- Dammert, A. C., Galdo, J. C. & Galdo, V. (2014).** Preventing dengue through mobile phones: Evidence from a field experiment in Peru. *Journal of Health Economics*, 35, 147–161. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2014.02.002>
- Dananjayan, S. & Raj, G. M. (2021).** 5G in healthcare: How fast will be the transformation? *Irish Journal of Medical Science*, 190(2), 497–501. <https://doi.org/10.1007/s11845-020-02329-w>
- Del Vicario, M., Bessi, A., Zollo, F., Petroni, F., Scala, A., Caldarelli, G., Stanley, H. E. & Quattrociocchi, W. (2016).** The Spreading of Misinformation Online. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 113(3), 554–559. <https://doi.org/10.1073/pnas.1517441113>

- Douglas, K. M., Uscinski, J. E., Sutton, R. M., Cichocka, A., Nefes, T., Ang, C. S. & Deravi, F. (2019).** Understanding Conspiracy Theories. *Political Psychology*, 40(S1), 3–35. <https://doi.org/10.1111/pops.12568>
- Dupas, P. (2011a).** Health Behavior in Developing Countries. *Annual Review of Economics*, 3(1), 425–449. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-111809-125029>
- Dupas, P. (2011b).** Do Teenagers Respond to HIV Risk Information? Evidence from a Field Experiment in Kenya. *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1), 1–34. <https://doi.org/10.1257/app.3.1.1>
- Dupas, P. & Miguel, E. (2017).** Chapter 1—Impacts and Determinants of Health Levels in Low-Income Countries. In: A. V. Banerjee & E. Duflo (Eds.), *Handbook of Economic Field Experiments*, vol. 2, pp. 3–93. North-Holland. <https://doi.org/10.1016/bs.hefe.2016.09.003>
- Edmeades, J., MacQuarrie, K. L. D. & Rosenberg, R. (2022).** The relationship between digital access and use and health outcomes: Evidence from Demographic and Health Surveys. ICF, *DHS Analytical Studies* N° 86. <https://www.dhsprogram.com/pubs/pdf/AS86/AS86.pdf>
- Eysenbach, G., Powell, J., Kuss, O. & Sa, E.-R. (2002).** Empirical Studies Assessing the Quality of Health Information for Consumers on the World Wide Web: A Systematic Review. *JAMA*, 287(20), 2691–2700. <https://doi.org/10.1001/jama.287.20.2691>
- Farrell, H. (2012).** The Consequences of the Internet for Politics. *Annual Review of Political Science*, 15(1), 35–52. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-030810-110815>
- Gonzalez, R. M. & Maffioli, E. M. (2020).** Is the Phone Mightier than the Virus? Cell Phone Access and Epidemic Containment Efforts. *SSRN Scholarly Paper* N° 3548926. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3548926>
- Hjort, J. & Poulsen, J. (2019).** The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa. *American Economic Review*, 109(3), 1032–1079. <https://doi.org/10.1257/aer.20161385>
- Iajya, V., Lacetera, N., Macis, M. & Slonim, R. (2013).** The effects of information, social and financial incentives on voluntary undirected blood donations: Evidence from a field experiment in Argentina. *Social Science & Medicine*, 98, 214–223. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.09.012>
- Jalan, J. & Somanathan, E. (2008).** The importance of being informed: Experimental evidence on demand for environmental quality. *Journal of Development Economics*, 87(1), 14–28. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2007.10.002>
- Kremer, M. & Glennerster, R. (2011).** Improving Health in Developing Countries. In: *Handbook of Health Economics*, vol. 2, pp. 201–315. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00004-9>
- Latif, S., Qadir, J., Farooq, S. & Imran, M. A. (2017).** How 5G Wireless (and Concomitant Technologies) Will Revolutionize Healthcare? *Future Internet*, 9(4), article 4. <https://doi.org/10.3390/fi9040093>
- Lewis, D. & Behana, K. (2001).** The Internet as a Resource for Consumer Healthcare. *Disease Management and Health Outcomes*, 9(5), 241–247. <https://doi.org/10.2165/00115677-200109050-00001>
- Li, L., Zeng, Y., Zhang, Z. & Fu, C. (2020).** The Impact of Internet Use on Health Outcomes of Rural Adults: Evidence from China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(18), 6502. <https://doi.org/10.3390/ijerph17186502>
- Luby, S. P., Agboatwalla, M., Painter, J., Altaf, A., Billhimer, W. L. & Hoekstra, R. M. (2004).** Effect of Intensive Handwashing Promotion on Childhood Diarrhea in High-Risk Communities in Pakistan: A Randomized Controlled Trial. *JAMA*, 291(21), 2547–2554. <https://doi.org/10.1001/jama.291.21.2547>
- Majeed, M. T. & Khan, F. N. (2019).** Do information and communication technologies (ICTs) contribute to health outcomes? An empirical analysis. *Quality & Quantity*, 53(1), 183–206. <https://doi.org/10.1007/s11135-018-0741-6>
- Mensah, J. T., Tafere, K. & Abay, K. A. (2022).** *Saving Lives through Technology: Mobile Phones and Infant Mortality*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9978>
- Meredith, J., Robinson, J., Walker, S. & Wydick, B. (2013).** Keeping the doctor away: Experimental evidence on investment in preventative health products. *Journal of Development Economics*, 105, 196–210. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2013.08.003>
- Moolla, Y., Adam, A., Perera, M. & Lawrentschuk, N. (2020).** 'Prostate Cancer' Information on the Internet: Fact or Fiction? *Current Urology*, 13(4), 200–208. <https://doi.org/10.1159/000499271>
- Morrison, C. M. & Gore, H. (2010).** The Relationship between Excessive Internet Use and Depression: A Questionnaire-Based Study of 1,319 Young People and Adults. *Psychopathology*, 43(2), 121–126. <https://doi.org/10.1159/000277001>
- Ndiaye, S. & Ayad, M. (2009).** Sénégal Enquête Nationale sur le Paludisme 2008-2009 (ENPS-II). Centre de Recherche pour le Développement Humain/Sénégal and ICF Macro. <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/MIS5/MIS5.pdf>
- Rains, S. A. (2008).** Health at High Speed: Broadband Internet Access, Health Communication, and the Digital Divide. *Communication Research*, 35(3), 283–297. <https://doi.org/10.1177/0093650208315958>

Rodriguez-Castelan, C., Lach, S., Masaki, T. & Granguillhome Ochoa, R. (2021). How Do Digital Technologies Affect Household Welfare in Developing Countries? Evidence from Senegal. *Policy Research Working Papers*, March 2021. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9576>

Rutstein, S. O. & Johnson, K. (2004). *The DHS Wealth Index*. DHS Comparative Reports N° 6. ORC Macro. <http://dhsprogram.com/pubs/pdf/CR6/CR6.pdf>

Wakefield, M. A., Loken, B. & Hornik, R. C. (2010). Use of mass media campaigns to change health behaviour. *The Lancet*, 376(9748), 1261–1271. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(10\)60809-4](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(10)60809-4)

Weinstein, A. & Lejoyeux, M. (2010). Internet Addiction or Excessive Internet Use. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 36(5), 277–283. <https://doi.org/10.3109/00952990.2010.491880>

Willis, E. (2016). Patients' self-efficacy within online health communities: Facilitating chronic disease self-management behaviors through peer education. *Health Communication*, 31(3), 299–307. <https://doi.org/10.1080/10410236.2014.950019>

Wilson, S. L. & Wiysonge, C. (2020). Social Media and Vaccine Hesitancy. *BMJ Global Health*, 5(10), e004206. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2020-004206>

RÉSULTATS DES TESTS PLACEBOS

Tableau A1 – Résultats des tests placebos avec la première méthodologie

	Recours aux soins prénatals	Utilisation de moustiquaires	Vaccination de l'enfant
Traitement	0,027 (p=0,46)	0,127 (p=0,11)	-0,032 (p=0,84)
Zone urbaine	0,044 (p=0,32)	-0,103* (p=0,05)	0,185** (p=0,02)
Âge	0,004*** (p=0,01)	0,003** (p=0,03)	0,006*** (p=0,00)
Indicateur de richesse	0,077*** (p=0,00)	-0,001 (p=0,913)	
Niveau d'études	0,019* (p=0,07)	0,007 (p=0,64)	0,105*** (p=0,00)
Mariée ou en couple	-0,079*** (p=0,00)		-0,079** (p=0,04)
Actuellement en emploi	-0,030* (p=0,06)		-0,021 (p=0,18)
Rang de naissance de l'enfant	-0,023*** (p=0,00)	-0,008** (p=0,04)	-0,021*** (p=0,00)
Densité de centres de santé			-1,070*** (p=0,00)
Constante	0,164* (p=0,05)	0,322*** (p=0,00)	0,539*** (p=0,00)
2005	0,267*** (p=0,00)		-0,057 (p=0,70)
2008		0,206*** (p=0,00)	
N	9 346	10 661	4 770

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Nous réalisons des tests placebos avec une date de traitement antérieure à la date effective de traitement, pour les trois indicateurs de prévention en matière de santé, dans le cadre de la première stratégie. Les tests placebos consistent à effectuer la régression avec une fausse date de début de traitement, antérieure à la date de début traitement réelle (période de traitement allant de 1997 à 2005 pour les soins prénatals, de 2005 à 2008 pour l'utilisation de moustiquaires, et de 1992 à 2005 pour la vaccination des enfants). La vague 1992 de l'EDS a été ajouté, pour rendre possible la réalisation du test placebo pour la vaccination des enfants, car au moins deux périodes avant le traitement sont nécessaires. Aucun impact n'a été observé pour nos trois variables dépendantes (première ligne du tableau A1), confirmant ainsi qu'avant le traitement réel, les deux groupes « traité » et « contrôle » connaissaient des évolutions similaires.

ANNEXE A2

RÉSULTATS COMPLETS DES RÉGRESSIONS

Tableau A2-1 – Résultats complets des régressions avec la première méthodologie

	Recours aux soins prénatals	Utilisation de moustiquaires	Vaccination de l'enfant
Traitement	0,058* (p=0,06)	0,143* (p=0,06)	-0,060 (p=0,46)
Zone urbaine	0,022 (p=0,59)	-0,116* (p=0,07)	0,069 (p=0,16)
Âge	0,006*** (p=0,00)	0,003** (p=0,02)	0,006*** (p=0,00)
Indicateur de richesse	0,012*** (p=0,00)	-0,002 (p=0,21)	0,001 (p=0,82)
Niveau d'études	0,043*** (p=0,00)	0,024 (p=0,11)	0,059*** (p=0,00)
Mariée ou en couple	-0,089*** (p=0,00)		-0,115** (p=0,02)
Actuellement en emploi	-0,023 (p=0,14)		-0,010 (p=0,59)
Rang de naissance de l'enfant	-0,029*** (p=0,00)	-0,007** (p=0,01)	-0,022*** (p=0,00)
Densité de centres de santé	-1,718*** (p=0,00)	-22,667** (p=0,03)	-65,248*** (p=0,00)
2005	0,273*** (p=0,00)		
2008		0,267*** (p=0,00)	
2012		0,265*** (p=0,00)	0,136** (p=0,04)
2014	0,210*** (p=0,00)	0,323*** (p=0,00)	0,086* (p=0,06)
2016	0,313*** (p=0,00)		
Constante	0,287*** (p=0,00)	1,589*** (p=0,01)	4,110*** (p=0,00)
N	9 346	15 488	7 088

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Tableau A2-2 – Résultats complets des régressions avec la deuxième méthodologie

	Recours aux soins prénatals	Utilisation de moustiquaires	Vaccination de l'enfant
Traitement	-0,030 (p=0,240)	0,078*** (p=0,000)	-0,007 (p=0,822)
Personnes connectées	0,035** (p=0,017)	-0,044*** (p=0,000)	-0,013 (p=0,582)
Câbles sous-marins	0,176*** (p=0,000)	0,181*** (p=0,000)	0,125*** (p=0,000)
Zone urbaine	-0,042*** (p=0,003)	-0,023** (p=0,035)	0,044*** (p=0,009)
Âge	0,008*** (p=0,000)	0,001 (p=0,382)	0,008*** (p=0,000)
Indice de richesse	0,011*** (p=0,000)	0,002*** (p=0,009)	0,001 (p=0,581)
Niveau d'études	0,053*** (p=0,000)	0,019*** (p=0,009)	0,084*** (p=0,000)
Mariée ou en couple	-0,136*** (p=0,000)		-0,109*** (p=0,003)
Actuellement en emploi	-0,042*** (p=0,001)		-0,014 (p=0,350)
Rang de naissance de l'enfant	-0,031*** (p=0,000)	-0,000 (p=0,982)	-0,022*** (p=0,000)
Densité de centres de santé	-0,144 (p=0,296)	-2,586*** (p=0,000)	-0,557*** (p=0,003)
Constante	0,406*** (p=0,000)	0,517*** (p=0,000)	0,485*** (p=0,000)
N	8 703	15 254	6 551

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

RÉSULTATS DES ANALYSES COMPLÉMENTAIRES SUR LE BIAIS DE SÉLECTION POTENTIEL

Tableau A3 – Résultats des analyses complémentaires sur le biais de sélection potentiel

Variable dépendante	Groupe traité à - d'1,2 km et groupe de contrôle à + d'1,4 km du réseau central		Groupe traité à - d'1,25 km et groupe de contrôle à + d'1,25 km du réseau central	
	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	0,008 (p=0,855)	-0,035 (p=0,158)	0,004 (p=0,933)	-0,033 (p=0,167)
N	9 901	9 346	10 375	9 816
Utilisation de moustiquaires	0,127* (p=0,074)	0,082*** (p=0,001)	0,131** (p=0,050)	0,094*** (p=0,001)
N	16 700	16 475	17 491	17 266
Vaccination de l'enfant	-0,043 (p=0,518)	-0,018 (p=0,513)	-0,048 (p=0,445)	-0,035 (p=0,188)
N	7 584	7 062	7 901	7 384

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

ANNEXE A4

RÉSULTATS DES ANALYSES D'HÉTÉROGÉNÉITÉ

Tableau A4-1 – Hétérogénéité selon le quintile de richesse

Variable dépendante	Les plus pauvres		Pauvres		Niveau intermédiaire		Riches		Les plus riches	
	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	-0,452** (p=0,001)	-0,181** (p=0,014)	0,066 (p=0,585)	-0,047 (p=0,495)	-0,002 (p=0,981)	-0,049 (p=0,309)	0,154*** (p<0,001)	0,074 (p=0,141)	0,056 (p=0,208)	-0,068 (p=0,232)
N	1 661	1 473	1 819	1 696	2 214	2 112	2 025	1 901	1 627	1 532
Utilisation de moustiquaires	0,449* (p=0,052)	0,055 (p=0,391)	0,205* (p=0,076)	0,164*** (p=0,001)	0,116 (p=0,259)	0,087* (p=0,014)	0,099 (p=0,340)	-0,001 (p=0,986)	0,132 (p=0,225)	0,071 (p=0,130)
N	2 826	2 697	3 595	3 465	3 819	3 715	3 015	2 910	2 233	2 118
Vaccination de l'enfant	0,268 (p=0,625)	0,092 (p=0,388)	-0,039 (p=0,734)	-0,122 (p=0,113)	-0,037 (p=0,685)	0,018 (p=0,730)	-0,261 (p=0,122)	-0,006 (p=0,915)	0,014 (p=0,933)	0,021 (p=0,735)
N	1 110	966	1 434	1 636	1 904	1 798	1 483	1 397	1 157	1 068

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

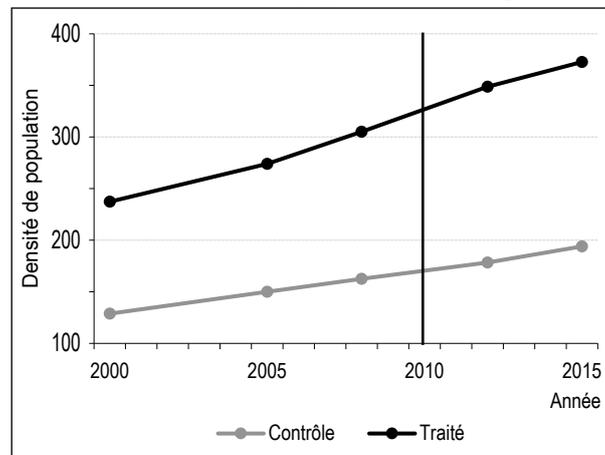
Tableau A4-2 – Hétérogénéité selon le niveau d'études

Variable dépendante	Pas d'études		Études primaires		Études secondaires	
	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	-0,038 (p=0,532)	-0,009 (p=0,792)	0,171*** (p=0,001)	-0,021 (p=0,666)	0,057 (p=0,485)	-0,143** (p=0,035)
N	5 979	5 723	2 263	2 038	1 104	942
Utilisation de moustiquaires	0,122 (p=0,176)	0,050* (p=0,057)	0,189** (p=0,047)	0,111*** (p=0,002)	0,105 (p=0,266)	0,088 (p=0,120)
N	10 210	10 063	3 836	3 584	1 442	1 258
Vaccination de l'enfant	-0,088 (p=0,379)	-0,011 (p=0,773)	-0,133 (p=0,305)	-0,027 (p=0,603)	-0,007 (p=0,957)	0,129* (p=0,099)
N	4 539	4 324	1 827	1 626	722	601

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

RÉSULTATS DES TESTS DE ROBUSTESSE SUR LA DENSITÉ DE POPULATION

Figure A5 – Évolution de la densité de population au Sénégal entre 2000 et 2015



À partir de données supplémentaires, nous avons vérifié si la densité de population évoluait en raison de l'accès à Internet haut débit. La figure A5 montre que dans les zones connectées (groupe traité) et non connectées (groupe de contrôle), la densité de population a augmenté au cours de la période. Cependant, l'augmentation de la densité est plus importante dans les zones connectées que dans les zones non connectées ($t=3,67$, $p<0,01$). Ces résultats restent rassurants, car le taux de croissance de la densité de population était déjà plus élevé dans les zones connectées avant le traitement. L'arrivée d'Internet haut débit ne semble donc pas avoir eu un impact important sur les migrations des zones non connectées vers les zones connectées.

ANNEXE A6

**RÉSULTATS DES TESTS DE ROBUSTESSE AVEC DES INDICATEURS ALTERNATIFS
DE PRÉVENTION EN MATIÈRE DE SANTÉ**

**Tableau A6 – Résultats des régressions en tenant compte de la distance à l'établissement de santé
le plus proche plutôt que de la densité de centres de santé**

Variable dépendante	Effets fixes	Appariement
Recours aux soins prénatals	0,057* (p=0,064)	-0,029 (p=0,268)
N	9 346	8 703
Utilisation de moustiquaires	0,133* (p=0,070)	0,095*** (p<0,001)
N	15 488	15 254
Vaccination de l'enfant	-0,074 (p=0,356)	0,001 (p=0,998)
N	7 088	6 551

***p<0,01; **p<0,05; *p<0,1.

Effet de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes âgées en maison de retraite

The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes

Quitterie Roquebert*

Résumé – Cet article estime l'effet causal de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des résidents de maison de retraite. Nous exploitons l'enquête CARE-Institutions de 2016, qui fournit un échantillon représentatif de 2 382 résidents âgés de 60 ans ou plus et ayant des enfants. Les problèmes de santé étudiés sont la dépression, les problèmes de sommeil, le manque d'appétit et le sentiment de fatigue. Pour prendre en compte l'endogénéité du fait de recevoir de l'aide informelle, nous adoptons une stratégie de variable instrumentale, dans laquelle bénéficier d'une aide informelle est instrumenté par le fait d'avoir au moins une fille parmi ses enfants. Nous montrons que l'aide informelle a globalement peu d'effet sur ces problèmes de santé, quels que soient le sexe et le niveau d'études des personnes aidées. Ces résultats contrastent avec ceux estimés pour les personnes âgées vivant à leur domicile et appellent à d'autres recherches sur les déterminants spécifiques de la santé et du bien-être dans les maisons de retraite.

Abstract – *This paper estimates the causal effect of informal care provided by children on health outcomes for nursing home residents. We exploit the cross-sectional French survey CARE-Institutions (2016) providing a representative sample of 2,382 residents aged 60 or more, with children. Adverse health outcomes are depression, sleep disorders, poor appetite, and feelings of weariness. To deal with the endogeneity of informal care, we exploit an instrumental variable strategy where informal care receipt is instrumented by the gender composition of siblings. Informal care is found to have overall little effect on these health outcomes, and this is stable across gender and education level. These results are contrasting with those observed at home and call for further researches on the specific determinants of health and well-being in nursing homes.*

JEL : D10, I10, J14, I18

Mots-clés : vieillissement, maisons de retraite, santé, aide informelle

Keywords: aging, nursing homes, health, informal care

* Université de Strasbourg, Université de Lorraine, CNRS, BETA. Correspondance : roquebert@unistra.fr

Je remercie Thomas Barnay, Julien Bergeot, Dominique Goux, Fabrizio Mazzonna et Elsa Perdrix pour leurs commentaires, ainsi que les participants au Congrès de l'IEHA 2021, au webinaire « Économie du genre et de la famille » (THEMA), au séminaire Cournot (BETA), au séminaire IdEP (Università della Svizzera Italiana) et à la Journée des économistes de la santé français (JESF) 2021, pour leurs retours utiles. Toute erreur restante relève de ma responsabilité. Cette étude a été financée par le programme IdEx de l'Université de Strasbourg. L'accès aux données a été assuré par le réseau Quetelet Progedo Diffusion (<http://quetelet.progedo.fr>). Il concerne les données suivantes : Enquête « Capacités, Aides et REssources des seniors » (CARE-Institutions) – volet « établissements » – 2016.

Reçu en mars 2023, accepté en novembre 2023. Traduit de « The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes ».

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: Roquebert, Q. (2024). The Effect of Informal Care Provided by Children on Health in Nursing Homes. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 125–145. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2114

Le vieillissement de la population est associé à une augmentation des besoins en soins de longue durée et des coûts afférents. L'aide informelle, correspondant à une aide non rémunérée fournie par l'entourage, joue un rôle majeur dans les soins de longue durée. Si la littérature a largement étudié l'aide informelle fournie aux personnes âgées vivant à domicile, elle est beaucoup plus limitée sur le rôle joué par les membres de la famille dans les maisons de retraite. Cependant, les données semblent indiquer que les membres de la famille continuent d'apporter une aide concrète aux personnes vivant en maison de retraite, en plus d'un soutien affectif (Keating *et al.*, 2001 ; Gaugler, 2005 ; Jeanneau *et al.*, 2022). Cette question a été particulièrement mise en avant durant la pandémie de Covid-19 : plusieurs études ont montré que les confinements ont accentué la solitude ressentie par les résidents de maisons de retraite, ainsi que leur bien-être (Giebel *et al.*, 2020 ; Roest *et al.*, 2020 ; Verbeek *et al.*, 2020 ; McArthur *et al.*, 2021). À partir de l'enquête CARE, Jeanneau *et al.* (2022) décrivent de façon détaillée l'aide informelle apportée dans les maisons de retraite. Ils montrent qu'en France, trois résidents de maison de retraite sur quatre reçoivent une aide informelle pour les activités de la vie quotidienne, les membres de la famille s'impliquant principalement dans les tâches administratives et dans les activités liées à la mobilité et aux sorties en extérieur. À partir des mêmes données, Roquebert & Tenand (2023) montrent que la valeur économique de l'aide informelle fournie dans les maisons de retraite représente l'équivalent annuel de 1 221 millions d'euros.

Le présent article vise à estimer l'effet causal de l'aide informelle fournie par leurs enfants sur la santé des personnes résidant en maison de retraite. S'il existe des résultats concernant les personnes vivant à domicile (Barnay & Juin, 2016), cette question n'a pas encore été directement explorée pour les personnes en maison de retraite. Nous regardons également si cet effet varie selon le sexe du bénéficiaire de l'aide. En effet, on observe des différences importantes entre les hommes et les femmes, tant pour les caractéristiques de l'aide informelle reçue que pour les déterminants de la santé. Les femmes sont plus susceptibles de recevoir une aide informelle que les hommes dans les maisons de retraite (Jeanneau *et al.*, 2022), toutes autres choses étant égales par ailleurs, et sont également plus susceptibles de déclarer un mauvais état de santé (Read & Gorman, 2010 ; Read & Grundy, 2011). Les différences entre les sexes

se retrouvent dans les facteurs qui influencent la santé, et en particulier ceux liés au soutien social (Kendler *et al.*, 2005 ; Pinquart & Sörensen, 2007 ; Fiori & Denckla, 2012 ; Santini *et al.*, 2015). Considérant cette hétérogénéité pour les personnes vivant à domicile, Byrne *et al.* (2009) constatent que l'aide informelle fournie aux mères est moins efficace pour améliorer leur santé que celle fournie aux pères, car les mères nécessitent plus d'aide.

Nous exploitons l'enquête CARE-Institutions de 2016, qui fournit un échantillon représentatif de 2 382 résidents de maisons de retraite âgés de 60 ans ou plus et ayant des enfants. Les variables de santé étudiées sont le fait de déclarer être en dépression, avoir des problèmes de sommeil, avoir un manque d'appétit ou ressentir fatigue, lassitude ou épuisement. Pour gérer l'hétérogénéité de l'aide informelle aux variables de santé, nous adoptons une stratégie de variable instrumentale, où la composition par sexe de la fratrie (fratrie avec au moins une fille) sert d'instrument.

Cet article contribue de plusieurs façons à la littérature existante. Premièrement, il s'intéresse à l'aide informelle dans les maisons de retraite, un champ peu étudié jusqu'à présent (Jeanneau *et al.*, 2022), et il explore son effet causal sur la santé. Deuxièmement, il étudie l'hétérogénéité de cet effet selon le sexe, l'âge et le niveau d'études. Troisièmement, il montre que la plupart des instruments de l'aide informelle considérés sont plus faibles pour le sous-échantillon des hommes que pour celui des femmes.

Nous montrons que l'aide informelle a globalement peu d'effet sur la santé, et ce quels que soient le sexe et le niveau d'études. Les résultats suggèrent que l'aide informelle augmenterait le sentiment de fatigue chez les personnes les plus jeunes et celles qui sont sans conjoint, mais l'estimation est imprécise. Ces résultats contrastent avec ceux observés pour les personnes vivant à leur domicile et appellent à des recherches complémentaires sur les déterminants spécifiques de la santé et du bien-être dans les maisons de retraite.

1. Revue de littérature

Dans la littérature économique, l'aide formelle et l'aide informelle sont généralement considérées comme des facteurs de la fonction de production de santé d'une personne nécessitant des soins de longue durée. De nombreux articles se sont intéressés à la formalisation théorique de la contribution de ces inputs à la santé de la personne concernée. Byrne *et al.* (2009) proposent des fonctions de production de qualité

de la santé dans lesquelles la qualité de la santé dépend des caractéristiques de la personne concernée et de l'aide fournie par les membres de la famille ou par des aidants professionnels. Les paramètres associés à chaque type d'aide dépendent des caractéristiques observées du parent et de ses enfants. Les résultats empiriques sur l'effet de l'aide informelle sur la santé sont moins nombreux. À l'aide de données relatives aux États-Unis, Byrne *et al.* (2009) trouvent que les aides formelle et informelle affectent légèrement la qualité de la santé. S'intéressant aux personnes âgées en France, Barnay & Juin (2016) montrent que l'aide informelle (instrumentée par la proportion de filles, par le fait d'avoir un enfant célibataire, par le fait d'avoir un enfant sans enfants et par le fait d'avoir un enfant vivant à proximité) peut réduire le risque de dépression. Tous ces articles portent sur l'aide informelle apportée au domicile. L'une des contributions originales de notre article est de s'intéresser à l'aide informelle apportée dans les maisons de retraite, là où existe déjà une aide formelle importante. Si l'on suppose que la fonction de production de santé est similaire pour les personnes vivant à domicile et pour celles vivant en maison de retraite, on pourrait s'attendre à ce que l'aide informelle ait un effet sur la santé des individus, même en présence d'une aide formelle quasi permanente.

Selon des résultats récemment obtenus concernant la crise de la Covid-19, la suppression des visites familiales dans les maisons de retraite a engendré une détérioration du bien-être (Giebel *et al.*, 2020 ; Roest *et al.*, 2020 ; Verbeek *et al.*, 2020) et de la santé des personnes concernées (McArthur *et al.*, 2021). McArthur *et al.* (2021) évaluent l'effet de certaines stratégies (visites derrière une fenêtre ou utilisation d'outils de communication à distance) utilisées pour prévenir les problèmes de santé pendant les confinements et constatent qu'elles peuvent atténuer la dépression, le délire et les troubles du comportement. Toutefois, ces articles concernent la situation spécifique à la pandémie de Covid-19, où plusieurs mécanismes entrent en jeu (isolement social, interactions limitées, anxiété face à la pandémie et augmentation de la charge de travail du personnel). Au contraire, le présent article estime l'effet de l'aide informelle sur la santé dans des conditions normales.

2. Les données

2.1. L'enquête CARE

Nous utilisons l'enquête « Capacités, Aides et REssources des seniors » (CARE), une

enquête en population générale représentative des personnes âgées de 60 ans ou plus. Réalisée par la direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) du ministère de la Santé, elle vise à décrire les conditions de vie des individus, leurs relations avec les membres de leur famille, les limitations auxquelles ils font face dans les activités de la vie quotidienne, ainsi que le soutien humain, technique et financier qu'ils reçoivent. L'enquête se compose de deux parties : la partie « CARE-Ménages » (CARE-M) est consacrée aux personnes vivant à leur domicile, tandis que la partie « CARE-Institutions » (CARE-I) est dédiée aux personnes vivant en maison de retraite.

CARE-I a été réalisée entre septembre et décembre 2016. 3 223 personnes, appartenant à 616 unités de soins de longue durée (maisons de retraite non médicalisées et médicalisées, unités de soins de longue durée au sein d'hôpitaux), ont participé à l'enquête, soit une moyenne de 5 résidents par unité. En raison du caractère obligatoire de l'enquête, le taux de réponse a été élevé (88 % au niveau des maisons de retraite et 86 % au niveau individuel). Des pondérations permettant de corriger de la non réponse sont fournies avec les données de l'enquête. Environ 80 observations sont supprimées en raison de valeurs manquantes, concernant soit les restrictions dans les activités de la vie quotidienne soit les enfants. Notre échantillon est restreint aux personnes ayant des enfants (75 % de l'échantillon initial) et comprend 2 382 personnes.

2.2. Variables

Nous nous intéressons à l'aide informelle reçue par les résidents de maison de retraite. Dans l'enquête, les résidents déclarent s'ils reçoivent une aide de la part des membres de leur famille. Pour chaque aidant informel, ils déclarent le type d'aide fournie (aide concrète pour les activités de la vie quotidienne, qu'elles soient élémentaires (*Activities of Daily Living – ADL*) ou instrumentales (*Instrumental Activities of Daily Living – IADL*), soutien moral, soutien financier), ainsi que la fréquence et le volume d'aide reçue. Cet article s'intéresse à l'aide informelle fournie par un enfant (au moins) en tant qu'assistance concrète aux activités de la vie quotidienne. Le fait de recevoir une aide de la part d'une personne autre qu'un(e) conjoint(e) ou un enfant est rare : environ 5 % des personnes ayant un(e) conjoint(e) ou des enfants déclarent recevoir une aide de la part d'autres membres de la famille, et 2 % de la part d'amis (Jeanneau

et al., 2022)¹. L'aide aux activités de la vie quotidienne est la plus répandue et est souvent associée à un soutien moral, tant à domicile qu'en maison de retraite (Gramain *et al.*, 2024 ; Jeanneau *et al.*, 2022 ; Roquebert *et al.*, 2018). Elle inclut l'aide aux activités ADL : se laver, s'habiller, aller aux toilettes, se lever, se coucher, couper ses aliments et les manger (une fois qu'ils ont été préparés). Elle englobe également les activités IADL : faire ses courses, faire son ménage, préparer ses repas, prendre ses médicaments, se déplacer sans assistance dans sa chambre, utiliser le téléphone, prendre les transports en commun, sortir à l'extérieur de la maison de retraite, trouver son chemin et effectuer ses tâches administratives. Dans notre échantillon, 75 % des individus reçoivent une aide informelle, ce qui correspond à 63 % des hommes et 78 % des femmes (la différence entre hommes et femmes est significative au seuil de 1 %, test de Student).

Les variables dépendantes sont des indicateurs de la santé. L'enquête demande aux individus si, au cours des douze derniers mois, ils ont eu l'une des maladies ou l'un des problèmes de santé recensés dans une liste, qui inclut la dépression². Elle leur demande également si, au cours des douze derniers mois, ils ont rencontré l'un des problèmes de santé recensés dans une liste, qui inclut les problèmes de sommeil, le manque d'appétit et la fatigue, lassitude, épuisement³.

Finalement, nous considérons quatre variables dichotomiques décrivant la santé : le fait d'avoir souffert (i) de dépression, (ii) de problèmes de sommeil, (iii) d'un manque d'appétit ou (iv) de fatigue, lassitude, épuisement. Ces variables indiquent comment les individus se sentent. Il s'agit, pour les trois derniers, de symptômes de

détérioration de la santé, mais qui ne nécessitent pas nécessairement de diagnostic médical. Ils sont également relativement comparables d'un individu à l'autre, par rapport à des mesures de santé subjective plus générales (Roquebert *et al.*, 2021). En effet, les évaluations générales subjectives de la santé sont influencées par le comportement déclaratif de la personne, qui correspond à l'effet de caractéristiques non liées à la santé (âge, sexe, variables socio-économiques, normes sociales, traits de personnalité) sur la valeur de la santé subjective (Layes *et al.*, 2012). L'utilisation de questions précises (fermées) sur des aspects spécifiques de la santé est utile pour dépasser cette limitation (Bound, 1991).

2.3. Statistiques descriptives

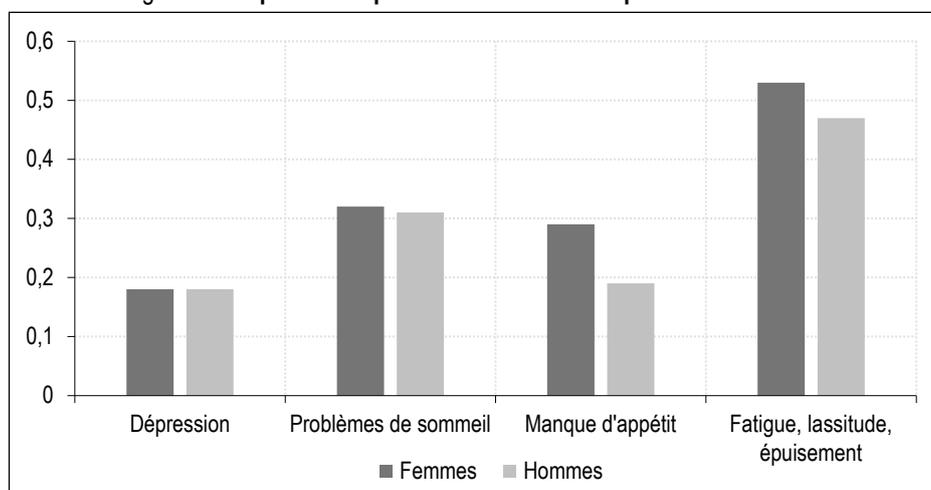
La figure I représente les moyennes des variables dépendantes dans notre échantillon pour les femmes et pour les hommes. Les deux populations sont proches en termes de dépression ou de problèmes de sommeil, mais les femmes déclarent plus fréquemment un manque d'appétit (29 %, contre 19 % chez les hommes) et de la fatigue, lassitude ou épuisement (53 %, contre 47 % chez les hommes). Ces différences sont significatives respectivement au seuil de 1 % et de 5 % (test de Student).

1. Pour les individus sans conjoint(e) ni enfant, cependant, les proportions sont plus élevées : 28 % d'entre elles reçoivent une aide de la part d'un autre membre de la famille et 13 % de la part de quelqu'un d'autre.

2. Les autres maladies indiquées dans la liste sont les maladies cardiaques ou de poitrine, l'hypertension, les accidents vasculaires cérébraux, le mal de dos, de la nuque ou des cervicales, les problèmes de cataracte, l'incontinence, les problèmes rénaux, les escarres, le diabète, la maladie d'Alzheimer, la maladie de Parkinson et le cancer.

3. Les autres problèmes de santé indiqués dans la liste sont les problèmes respiratoires, les douleurs thoraciques, les jambes enflées, la toux persistante, les problèmes gastriques ou intestinaux, les vertiges et la paralysie de tout ou partie des membres.

Figure I – Proportion de personnes souffrant de problèmes de santé



Note : moyennes pondérées.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

Tableau 1 – Statistiques descriptives : caractéristiques sociodémographiques et restrictions sur les activités

	Femmes (1)	Hommes (2)	Ensemble (3)
Reçoit de l'aide informelle fournie par les enfants	78,0	62,8	74,6
Femme	100,0	0,0	77,7
Âge : 60-74 ans	5,2	12,4	6,8
Âge : 75-84 ans	19,8	26,2	21,2
Âge : 85-89 ans	30,1	25,5	29,1
Âge : 90-94 ans	30,0	26,0	29,1
Âge : ≥ 95 ans	14,9	9,9	13,8
Marié(e)	9,4	35,8	15,3
Veuf/veuve	81,5	46,3	73,7
Célibataire ou divorcé(e)	9,0	17,9	11,0
Nombre d'enfants : 1	30,7	28,6	30,2
Nombre d'enfants : 2	33,1	29,0	32,1
Nombre d'enfants : 3 ou plus	36,2	42,4	37,6
Au moins une sœur ou un frère vivant	41,7	47,2	42,9
Revenu : < 10 0000 €	5,1	2,1	4,4
Revenu : 10 000 - 14 999 €	30,2	14,6	26,7
Revenu : 15 000 - 19 999 €	27,2	20,2	25,6
Revenu : 20 000 - 24 999 €	15,3	19,3	16,2
Revenu : ≥ 25 000 €	22,2	43,9	27,1
Diplôme : aucun	26,5	19,5	24,9
Diplôme : enseignement primaire	34,3	32,1	33,8
Diplôme : enseignement secondaire	17,3	22,5	18,4
Diplôme : enseignement supérieur	2,9	8,8	4,2
Diplôme : information manquante	19,1	17,1	18,6
Restrictions : IADL uniquement	11,5	14,6	12,2
Restrictions : ADL, sauf celles liées à l'autonomie minimale	41,0	41,1	40,9
Restrictions : ADL liées à l'autonomie minimale	46,1	40,9	44,9
Observations	1 858	524	2 382

Note : statistiques pondérées.

Lecture : 78,0 % des femmes vivant en maison de retraite et ayant des enfants reçoivent une aide informelle de la part d'au moins un enfant.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

Le tableau 1 présente les caractéristiques sociodémographiques et les caractéristiques de santé des femmes (colonne (1)), des hommes (colonne (2)) et de l'ensemble de l'échantillon des personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants (colonne (3)). Environ trois quarts des résidents de maison de retraite ayant des enfants sont des femmes. Compte tenu des écarts d'espérance de vie, les femmes sont en moyenne plus âgées et sont plus souvent veuves, tandis que les hommes sont en moyenne plus souvent mariés ou seuls/divorcés et ont moins d'enfants. S'agissant des restrictions dans les activités quotidiennes, suivant la littérature épidémiologique (Barberger-Gateau *et al.*, 2000 ; Edjolo *et al.*, 2016), nous distinguons les restrictions

modérées (IADL uniquement) des restrictions importantes (ADL) et des restrictions sévères (ADL incluant celles liées à l'autonomie minimale : aller aux toilettes, se nourrir, se lever et se coucher). Les femmes sont plus fréquemment confrontées à des restrictions sévères dans leurs activités, ce qui reflète qu'elles sont plus âgées. L'annexe 1 fournit des statistiques descriptives plus détaillées sur l'état de santé des résidents de maison de retraite et ayant des enfants.

3. Spécification empirique

3.1. Stratégie de variable instrumentale

Pour évaluer l'effet sur la santé de l'aide informelle fournie par les enfants, nous devons tenir

compte de l'endogénéité de l'aide informelle à la santé. L'existence d'une causalité inverse (l'état de santé de la personne affecte la fourniture d'une aide informelle) et un biais de variable omise (des caractéristiques non observées affectent à la fois la santé et l'aide informelle) sont en effet probables. L'annexe 2 montre les résultats de l'estimation où les variables de santé sont simplement régressées sur le fait de recevoir une aide informelle (estimations naïves, par la méthode des moindres carrés ordinaires). Sur l'ensemble de l'échantillon, on trouve une corrélation positive significative entre recevoir une aide informelle et avoir été malade d'une dépression ou ressentir fatigue, lassitude ou épuisement, qui découle principalement du sous-échantillon des hommes. On trouve également une corrélation significative et positive entre recevoir une aide informelle et avoir des problèmes de sommeil, qui découle à l'inverse principalement du sous-échantillon des femmes. Dans l'ensemble, ces estimations suggèrent l'existence d'une relation positive entre l'aide informelle et un état de santé dégradé.

Les études sur l'aide informelle traitent souvent cette endogénéité au moyen de variables instrumentales (IV, *instrumental variables*). Un instrument fournit une variation exogène de la variable d'intérêt (dans notre cas, l'aide informelle) : il doit être corrélé avec l'aide informelle (critère de pertinence) et devrait être corrélé à la variable dépendante uniquement par le biais de l'aide informelle, étant ainsi orthogonal au terme d'erreur (condition d'exclusion). La littérature sur l'effet de l'aide informelle sur différentes variables (aide formelle, conditions de vie ou santé des bénéficiaires) propose divers instruments pour le fait de recevoir une aide informelle. Plusieurs études utilisent le nombre d'enfants et la composition par sexe de la fratrie, comme la proportion de filles, le fait d'avoir au moins une fille ou le fait que l'ainé soit une fille (Lo Sasso & Johnson, 2002 ; Van Houtven & Norton, 2004 ; Charles & Sevak, 2005 ; Bonsang, 2009 ; Bergeot & Tenand, 2023). Cela se justifie par le fait que les enfants, et en particulier les filles, sont plus susceptibles de fournir une aide informelle. Des instruments reposant sur la proximité géographique entre les individus et leurs enfants sont également proposés dans la littérature (Stern, 1995 ; Charles & Sevak, 2005 ; Bolin *et al.*, 2008 ; Hiedemann *et al.*, 2017). En effet, les personnes vivant près de leurs parents sont plus susceptibles de leur fournir une aide informelle (Stern, 2023).

Dans cette étude, nous considérons que le nombre d'enfants n'est pas un instrument valide,

car il pourrait affecter directement la santé des parents âgés (Kruk & Reinhold, 2014). Par ailleurs, la proximité géographique des enfants avec leur parent pourrait directement affecter la santé du parent, par exemple si elle est associée à un sentiment de sécurité émotionnelle, qui joue sur la santé, même si l'enfant ne fournit pas d'aide concrète (van der Pers *et al.*, 2015).

Nous utilisons les informations sur le sexe des enfants comme instrument : le fait de recevoir une aide informelle pour les ADL/IADL est instrumenté par le fait d'avoir au moins une fille parmi ses enfants. Pour être valide, cette variable instrumentale ne doit être reliée à la santé que par l'effet de l'aide informelle. L'annexe 3 montre que, toutes autres choses étant égales par ailleurs, la probabilité de fournir une aide est significativement plus élevée pour les filles que pour que les fils. S'agissant de la condition d'exclusion, la composition par sexe de la fratrie ne peut pas être manipulée par les parents, puisqu'ils ne peuvent pas choisir le sexe de leurs enfants. Elle pourrait néanmoins avoir un effet direct sur la santé, par exemple par le biais de la taille de la fratrie : la composition par sexe est en effet corrélée à la taille de la fratrie, qui influence la santé des parents. Par conséquent, nous contrôlons la taille de la fratrie afin d'obtenir l'effet de l'instrument à nombre donné d'enfants. Au-delà de ce mécanisme, il n'y a pas de preuve empirique d'une relation directe entre la composition par sexe de la fratrie et la santé des parents.

Par rapport à des instruments alternatifs fondés sur la composition par sexe de la fratrie, l'instrument « avoir au moins une fille » est statistiquement le plus fort pour l'ensemble de l'échantillon. L'annexe 4 fournit les résultats de la première et de la deuxième étape avec des instruments alternatifs fondés sur la composition par sexe de la fratrie (proportion de filles et le fait que l'ainé soit une fille).

3.2. Spécification économétrique

L'estimateur par variable instrumentale vise à estimer l'effet causal d'une variable explicative endogène sur une variable dépendante. L'intuition est la suivante : l'effet de la variable endogène sur la variable dépendante se divise en deux parties, l'une pouvant être corrélée au terme d'erreur et l'autre n'étant pas corrélée au terme d'erreur. L'estimation par variable instrumentale tire profit de la partie qui n'est pas corrélée au terme d'erreur pour estimer l'effet causal de la variable d'intérêt sur la variable expliquée. On pourra consulter Wooldridge (2009) pour une présentation générale de l'estimation par

variables instrumentales. Nous estimons le modèle en deux étapes (*two-stage least squares*, 2SLS). La première étape consiste à régresser le fait de recevoir une aide informelle (IC_i , une indicatrice égale à 1 si l'individu i reçoit une aide informelle) sur le fait d'avoir une fille (D_i , une indicatrice égale à 1 si i a au moins une fille), un ensemble de covariables individuelles (X_i) et ϵ_i est un terme d'erreur (modèle de probabilité linéaire) :

$$IC_i = \beta_1 D_i + X_i' \beta_2 + \epsilon_i \quad (1)$$

Dans la deuxième étape, déclarer un problème de santé (H_{ik}) est régressé sur la prédiction de recevoir une aide informelle en fonction de l'instrument et les covariables individuelles (équation (2), modèle de probabilité linéaire). Nous considérons quatre problèmes de santé (H_{i1} : dépression, H_{i2} : problèmes de sommeil, H_{i3} : manque d'appétit, h_{i4} : fatigue, lassitude, épuisement).

$$H_{ik} = \alpha_1 \widehat{IC}_i + X_i' \alpha_2 + \epsilon_i \quad (2)$$

ϵ_i étant un terme d'erreur.

À la première étape (équation (1)), nous analysons la pertinence de l'instrument (i) en regardant la significativité et la magnitude de β_1 et (ii) en calculant la statistique F du test de l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle ($H_0 : \beta_1 = 0$) (Staiger & Stock, 1997). Comme nous estimons le modèle avec des clusters, nous utilisons la statistique de test F Kleibergen-Paap Wald (Kleibergen & Paap, 2006). En deuxième étape (équation (2)), nous ne pouvons pas tester la condition d'exclusion à l'aide d'un test de Sargan, car cela nécessiterait de disposer de plus d'instruments que de variables endogènes (cas de suridentification).

Nous estimons ce modèle pour l'ensemble de l'échantillon, puis pour les femmes et les hommes séparément. S'agissant des variables de contrôle (X_i), nous retenons des variables les plus exogènes possible à la santé et procédons en trois temps : premièrement, nous estimons le modèle sans aucuns contrôles, deuxièmement, nous contrôlons pour le sexe, le niveau d'études et le nombre d'enfants, et troisièmement, nous ajoutons la tranche d'âge à ces contrôles. Pour tenir compte de la corrélation potentielle entre les erreurs, les écarts-types sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite.

3.3. Pertinence de l'instrument

Parmi les résidents de maison de retraite ayant des enfants, 58 % ont au moins une fille et

reçoivent une aide informelle de la part d'un de leurs enfants, tandis que 9 % n'ont pas de fille et ne reçoivent pas d'aide informelle de la part de leurs enfants. Au total, pour environ 67 % de l'échantillon, nous observons la relation attendue entre l'aide informelle et la présence d'une fille au moins dans la fratrie. À l'inverse, 16 % ont au moins une fille mais ne reçoivent pas d'aide informelle, et 17 % n'ont pas de fille mais reçoivent une aide informelle de la part d'au moins un enfant.

Le tableau 2 présente les estimations de la première étape du modèle IV pour l'ensemble de l'échantillon et pour les sous-échantillons des femmes et des hommes. Les modèles sont estimés successivement sans aucune variable de contrôle (colonne (1)), puis en contrôlant le sexe, le niveau d'études et le nombre d'enfants (colonne (2)), puis en ajoutant l'âge aux contrôles (colonne (3)). Il en ressort que le fait d'avoir une fille parmi ses enfants augmente significativement la probabilité de recevoir une aide informelle, d'environ 10 points de pourcentage dans l'échantillon complet, et d'une ampleur similaire pour les sous-échantillons des femmes et des hommes. Quels que soient les contrôles inclus, le F-test est supérieur à 20 dans l'échantillon complet et supérieur à 17 dans le sous-échantillon des femmes. Il est bien moindre dans le sous-échantillon des hommes, ce qui peut s'expliquer par le petit nombre d'observations de ce sous-échantillon et suggère que l'instrument est plus faible pour le sous-échantillon des hommes. On trouve également une corrélation significative des deux instruments alternatifs avec l'aide informelle (voir annexe 4, tableau A4-1).

Nous avons également testé la corrélation de l'instrument avec les variables explicatives (voir annexe 4, tableau A4-3). Il en ressort que le fait d'avoir au moins une fille est corrélé principalement au nombre d'enfants, mais n'est pas corrélé aux autres variables explicatives. Les deux instruments alternatifs ne sont pas non plus corrélés avec les variables explicatives.

4. Résultats

4.1. Résultats principaux

Le tableau 3 présente l'effet de la réception d'une aide informelle de la part d'un enfant, instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille, sur la probabilité de déclarer une dépression, des problèmes de sommeil, un manque d'appétit ou de la fatigue, lassitude ou épuisement pour l'ensemble de l'échantillon (panel A), le sous-échantillon des femmes (panel B) et celui des hommes (panel C). Pour chaque variable de

Tableau 2 – Première étape : corrélation entre avoir une fille et recevoir une aide informelle

	Reçoit une aide informelle de la part d'au moins un enfant		
	(1)	(2)	(3)
Panel A : échantillon complet			
A au moins une fille	0,118***(0,022)	0,114***(0,022)	0,100***(0,022)
Observations	2 382	2 382	2 382
Test F (instrument)	29,634	25,906	20,947
Panel B : femmes			
A au moins une fille	0,119***(0,023)	0,111***(0,024)	0,101***(0,024)
Observations	1 858	1 858	1 858
Test F (instrument)	26,595	20,770	17,619
Panel B : hommes			
A au moins une fille	0,142***(0,051)	0,131**(0,053)	0,100**(0,051)
Observations	524	524	524
Test F (instrument)	7,725	6,021	3,912
Variables de contrôle :			
Sexe	Non	Oui	Oui
Niveau d'études	Non	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Non	Oui	Oui
Âge	Non	Non	Oui

Note : * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL. Estimations de modèles de probabilité linéaire. Test F Kleibergen-Paap Wald rk correspondant au test de l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

santé, nous estimons successivement un modèle sans aucun contrôle (colonnes (1), (4), (7) et (10)), puis en contrôlant par le sexe, le niveau d'études et le nombre d'enfants (colonnes (2), (5), (8) et (11)), puis en ajoutant l'âge aux contrôles précédents (colonnes (3), (6), (9) et (12)). Les estimations en forme réduite (régressions linéaires MCO des variables de santé sur l'instrument) sont présentées dans le tableau 4, pour le modèle incluant toutes les variables de contrôle.

L'aide informelle n'a pas d'effet sur la probabilité de déclarer une dépression, des problèmes de sommeil ou un manque d'appétit, que ce soit sur l'ensemble de l'échantillon ou sur les sous-échantillons des femmes et des hommes. S'agissant de la fatigue, lassitude ou épuisement, on estime un effet positif, mais de façon imprécise (significatif au seuil de 10 %) lorsqu'il n'y a pas de contrôle (colonne (10)) ou lorsque l'on contrôle pour le sexe, le niveau d'études et le nombre d'enfants (colonne (11)). Il semble découler principalement du sous-échantillon des hommes. Cependant, cet effet disparaît lorsqu'on ajoute un contrôle par l'âge (colonne (12)).

En examinant l'effet des valeurs de contrôle (voir le tableau A5-1 de l'annexe 5), nous

constatons que les personnes âgées de plus de 95 ans (hommes et femmes) sont moins susceptibles de déclarer une dépression, ce qui pourrait être lié à l'absence de tout diagnostic pour ces personnes. Un niveau d'études relativement faible affecte la probabilité de déclarer des problèmes de santé, mais le sens de la corrélation dépend du résultat (positif pour un manque d'appétit, négatif pour une dépression) et découle principalement du sous-échantillon des femmes.

4.2. Extensions

Pour préciser l'effet de l'aide informelle sur la santé dans les maisons de retraite, nous explorons l'hétérogénéité potentielle de cet effet, en étudiant des sous-échantillons définis selon (i) l'âge et (ii) le niveau d'études (tableau 5). Chez les personnes plus jeunes (84 ans ou moins), nous observons un effet positif de l'aide informelle sur la probabilité de déclarer de la fatigue, lassitude ou de l'épuisement. Cet effet n'est pas observé chez les 85 ans ou plus. Cela reflète la baisse de significativité de l'estimation lorsque l'on ajoute l'âge en contrôle (tableau 3). Notons enfin qu'il n'y a pas de différence d'effet de l'aide informelle selon le niveau d'études.

Tableau 3 – Deuxième étape : effet de la réception d'une aide informelle sur les variables de santé

	Probabilité d'avoir déclaré :											
	Dépression			Problème de sommeil			Manque d'appétit			Fatigue, lassitude, épuisement		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A : échantillon complet												
Reçoit de l'aide informelle	-0,121 (0,156)	-0,133 (0,169)	-0,113 (0,191)	0,094 (0,182)	0,006 (0,202)	-0,007 (0,232)	0,140 (0,182)	0,237 (0,200)	0,217 (0,228)	0,392* (0,207)	0,416* (0,229)	0,410 (0,262)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382	2 382
Panel B : femmes												
Reçoit de l'aide informelle	-0,212 (0,181)	-0,197 (0,200)	-0,169 (0,218)	0,010 (0,198)	-0,110 (0,229)	-0,130 (0,255)	0,229 (0,207)	0,335 (0,240)	0,322 (0,264)	0,287 (0,228)	0,273 (0,255)	0,237 (0,278)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858	1 858
Panel C : hommes												
Reçoit de l'aide informelle	0,199 (0,284)	0,097 (0,319)	0,146 (0,411)	0,369 (0,358)	0,378 (0,413)	0,438 (0,552)	-0,075 (0,296)	-0,060 (0,336)	-0,174 (0,441)	0,743* (0,423)	0,848* (0,504)	1,059 (0,712)
Observations	524	524	524	524	524	524	524	524	524	524	524	524
Variables de contrôle :												
Sexe	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Niveau d'études	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui	Non	Oui	Oui
Âge	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui	Non	Non	Oui

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL et est instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille. Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

Tableau 4 – Estimations en forme réduite

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression	Problème de sommeil	Manque d'appétit	Fatigue, lassitude, épuisement
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : échantillon complet				
A au moins une fille	-0,011(0,019)	-0,001(0,023)	0,022(0,022)	0,041* (0,025)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382
Panel B : femmes				
A au moins une fille	-0,017(0,022)	-0,013(0,025)	0,033(0,025)	0,024 (0,028)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858
Panel C : hommes				
A au moins une fille	0,015(0,042)	0,044(0,051)	-0,018(0,044)	0,106** (0,054)
Observations	524	524	524	524
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

L'aide informelle telle que nous l'avons définie jusqu'ici inclut les tâches administratives. Ce type d'aide est particulier, car il peut être fourni à distance (remplir des documents administratifs, formulaires, etc.), et donc relever

de mécanismes différents que l'aide fournie directement à la personne. Nous avons estimé notre modèle en excluant les tâches administratives de la définition de l'aide informelle. Avec cette définition alternative, 57 % des personnes

Tableau 5 – Effet de la réception d'une aide informelle sur les variables de santé, hétérogénéité selon l'âge et le niveau d'études

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression	Problème de sommeil	Manque d'appétit	Fatigue, lassitude, épuisement
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A : 60 à 84 ans				
Reçoit de l'aide informelle	-0,321 (0,331)	-0,075 (0,339)	0,485 (0,328)	0,992** (0,492)
Observations	671	671	671	671
Test F (instrument)	7,757	7,757	7,757	7,757
Panel B : 85 ans ou plus				
Reçoit de l'aide informelle	0,005 (0,228)	0,057 (0,304)	0,035 (0,285)	0,057 (0,325)
Observations	1 711	1 711	1 711	1 711
Test F (instrument)	14,185	14,185	14,185	14,185
Panel C : pas d'études ou enseignement primaire				
Reçoit de l'aide informelle	-0,239 (0,425)	0,264 (0,507)	0,908 (0,620)	0,058 (0,517)
Observations	1 406	1 406	1 406	1 406
Test F (instrument)	5,476	5,476	5,476	5,476
Panel D : enseignement secondaire ou supérieur				
Reçoit de l'aide informelle	-0,069 (0,235)	-0,322 (0,291)	-0,126 (0,249)	0,450 (0,334)
Observations	513	513	513	513
Test F (instrument)	14,430	14,430	14,430	14,430
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : l'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL et est instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille. Test F (instrument) correspondant au test F Kleibergen-Paap Wald rk de première étape testant l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

ayant des enfants reçoivent une aide informelle de la part de leurs enfants (contre 75 % avec la définition initiale). En dépit de cette différence, les résultats sont stables et aucun effet de l'aide informelle n'est observé sur la santé (tableau 6). Notons toutefois que, pour le sous-échantillon des hommes, l'instrument est particulièrement faible.

L'analyse montre que l'instrument est particulièrement pertinent pour les femmes : tant les hommes que les femmes sont plus susceptibles de déclarer recevoir une aide informelle lorsqu'ils ont au moins une fille, mais l'instrument est plus faible pour les hommes. Cette différence peut s'expliquer (i) par des facteurs techniques de l'estimation (le faible nombre d'observations chez les hommes) ou (ii) par des différences dans le lien entre le sexe des enfants et la réception d'une aide informelle. Compte tenu des écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes, les hommes âgés sont plus susceptibles que les femmes âgées de recevoir de

l'aide de la part de leur conjoint(e). Nous avons donc effectué des estimations sur le sous-échantillon des personnes seules, divorcées ou veuves, excluant ainsi 35 % des hommes et 10 % des femmes (annexe 6). Les résultats sont robustes à cette restriction de champ, à l'exception du fait que, même en contrôlant l'âge, on observe un effet positif de l'aide informelle sur la fatigue, lassitude ou l'épuisement (significatif au seuil de 10 %).

5. Discussion

Les résultats montrent que, pour les résidents de maisons de retraite, l'aide informelle fournie par les enfants a peu d'effet sur leur santé. Cela reste vrai si l'on considère des sous-échantillons de personnes de même niveau d'études. Des tests de robustesse suggèrent que l'aide informelle fait augmenter la probabilité de fatigue, lassitude ou épuisement pour les personnes les plus jeunes et les personnes sans conjoint. Pour ces personnes, le fait de recevoir une aide informelle

Tableau 6 – Effet de la réception d'une aide informelle (hors tâches administratives)

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression (1)	Problème de sommeil (2)	Manque d'appétit (3)	Fatigue, lassitude, épuisement (4)
Panel A : échantillon complet				
Reçoit de l'aide informelle (hors tâches administratives)	-0,116 (0,195)	-0,007 (0,236)	0,221 (0,233)	0,418 (0,266)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382
Test F (instrument)	16,637	16,637	16,637	16,637
Panel B : femmes				
Reçoit de l'aide informelle (hors tâches administratives)	-0,149 (0,194)	-0,115 (0,225)	0,285 (0,232)	0,210 (0,243)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858
Test F (instrument)	13,340	13,340	13,340	13,340
Panel C : hommes				
Reçoit de l'aide informelle (hors tâches administratives)	0,348 (1,025)	1,044 (1,693)	-0,415 (1,109)	2,523 (3,146)
Observations	524	524	524	524
Test F (instrument)	0,675	0,675	0,675	0,675
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL, hors tâches administratives. Elle est instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille.

Test F (instrument) correspondant au test F Kleibergen-Paap Wald rk de première étape testant l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

pourrait avoir un effet de signal, et augmenter leur sentiment de vulnérabilité.

De plus, on observe très peu de différences de ces effets selon le sexe du bénéficiaire. Les hommes et les femmes sont cependant susceptibles d'avoir des comportements différents en matière de déclaration de leurs problèmes de santé. Selon la littérature, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de déclarer un mauvais état de santé. Il a été montré que ce résultat provient à la fois de différences « réelles » de l'état de santé (différences dans la prévalence des maladies chroniques) (Case & Paxson, 2005) et de différences déclaratives sur l'état de santé à état de santé donné. En effet, à état de santé donné, certaines variables jouent sur l'état de santé autodéclaré, en particulier le sexe (Bago d'Uva *et al.*, 2008 ; Caroli & Weber-Baghdiguian, 2016). Caroli & Weber-Baghdiguian (2016) montrent que le comportement en matière de déclaration de l'état de santé dépend de l'environnement social des individus : les femmes qui travaillent avec une majorité d'hommes ont tendance à sous-déclarer leurs problèmes de

santé, et l'inverse est observé chez les hommes qui travaillent avec une majorité de femmes. Si l'on transpose ce principe dans les maisons de retraite, où la plupart des résidents sont des femmes, on pourrait s'attendre à ce que les hommes sur-déclarent leurs problèmes de santé. Cela pourrait brouiller les différences entre les sexes.

Il convient d'examiner certaines limites de cet article. Premièrement, nous ne sommes pas en mesure d'identifier séparément l'effet de l'aide fournie en tant que telle de celui du temps passé avec le parent ou du soutien moral fourni par les enfants qui pourrait – ou non – être associé à la fourniture d'une aide. Si l'on considère l'effet de recevoir du soutien moral de la part des enfants, instrumenté par le fait d'avoir une fille, les résultats sont très proches de ceux que l'on observe pour la réception d'une aide informelle de la part des enfants (résultats disponibles sur demande). Deuxièmement, il nous manque des informations clés qui seraient utiles pour comprendre l'aide informelle dans les maisons de retraite, comme la date d'arrivée dans l'établissement, l'historique

des aides informelles apportées ou l'intensité de l'aide informelle apportée. Enfin, nous utilisons des données en coupe. Bien qu'elles offrent une grande richesse d'informations sur l'aide fournie aux résidents de maisons de retraite et sur leur famille, des données longitudinales seraient utiles pour renforcer l'analyse causale.

Les études futures pourraient explorer les mécanismes par lesquels l'aide informelle est liée à la santé. En raison des limitations inhérentes aux données, la présente analyse ne s'intéresse qu'à la marge extensive de l'aide informelle (le fait de recevoir une aide informelle). Des recherches futures pourraient étudier l'effet de l'intensité de l'aide informelle sur la santé des résidents de maisons de retraite.

* *
*

Le présent article estime l'effet causal de l'aide informelle sur des variables de santé (dépression, problèmes de sommeil, manque d'appétit, et la fatigue, lassitude ou l'épuisement) chez les personnes âgées vivant en maison de retraite. Nous étudions l'hétérogénéité de cet effet selon le sexe, selon l'âge et selon le niveau d'études des personnes aidées. Nous constatons que l'aide informelle a globalement peu d'effet sur ces variables de santé, quels que soient le sexe et le niveau d'études. Il est suggéré, de façon imprécise, qu'elle

augmente le sentiment de fatigue chez les personnes les plus jeunes et les personnes sans conjoint.

Cet article contribue de plusieurs façons à la littérature consacrée aux effets de recevoir une aide informelle pour les bénéficiaires. Il explore la question de l'aide informelle dans les maisons de retraite, champ peu examiné jusqu'à présent (Jeanneau *et al.*, 2022), et analyse l'effet de cette aide en prenant en compte une hétérogénéité possible de l'effet selon le sexe, l'âge et le niveau d'études. D'un point de vue méthodologique, il montre que les instruments habituellement utilisés dans la littérature sur l'aide informelle sont plus faibles si l'on se concentre sur le sous-échantillon des hommes, du moins pour les résidents de maisons de retraite.

Ces résultats sur l'effet causal de l'aide informelle sur la santé contrastent avec ceux observés à domicile, où l'aide informelle fait diminuer le risque de dépression (Barnay & Juin, 2016). En outre, la part de la population vivant à domicile ou en maison de retraite devrait évoluer au cours des années à venir, tout comme la disponibilité des aidants informels et les caractéristiques des populations en maisons de retraite et à domicile (Carrère *et al.*, 2023). Ces résultats, combinés aux évolutions sociodémographiques à venir, appelle à des recherches spécifiques sur les déterminants de la santé et du bien-être dans les maisons de retraite. □

BIBLIOGRAPHIE

- Bago d'Uva, T., Van Doorslaer, E., Lindeboom, M. & O'Donnell, O. (2008).** Does reporting heterogeneity bias the measurement of health disparities? *Health Economics*, 17(3), 351–375. <https://doi.org/10.1002/hec.1269>
- Barberger-Gateau, P., Rainville, C., Letenneur, L. & Dartigues, J.-F. (2000).** A hierarchical model of domains of disablement in the elderly: A longitudinal approach. *Disability and Rehabilitation*, 22(7), 308–317. <https://doi.org/10.1080/096382800296665>
- Barnay, T. & Juin, S. (2016).** Does home care for dependent elderly people improve their mental health? *Journal of Health Economics*, 45, 149–160. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2015.10.008>
- Bergeot, J. & Tenand, M. (2023).** Does informal care delay nursing home entry? Evidence from Dutch linked survey and administrative data. *Journal of Health Economics*, 92, 102831. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2023.102831>
- Bolin, K., Lindgren, B. & Lundborg, P. (2008).** Your next of kin or your own career? Caring and working among the 50+ of Europe. *Journal of Health Economics*, 27(3), 718–738. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2007.10.004>
- Bonsang, E. (2009).** Does informal care from children to their elderly parents substitute for formal care in Europe? *Journal of Health Economics*, 28(1), 143–154. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.09.002>

- Bound, J. (1991).** Self-Reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models. *The Journal of Human Resources*, 26(1), 106–138. JSTOR. <https://doi.org/10.2307/145718>
- Byrne, D., Goeree, M. S., Hiedemann, B. & Stern, S. (2009).** Formal Home Health Care, Informal Care, and Family Decision Making. *International Economic Review*, 50(4), 1205–1242.
- Caroli, E. & Weber-Baghdiguian, L. (2016).** Self-reported health and gender: The role of social norms. *Social Science & Medicine*, 153, 220–229. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.02.023>
- Carrère, A., Roy, D. & Toulemon, L. (2023).** *Vieillir à domicile : Disparités territoriales, enjeux et perspectives*. Rapport IPP N° 41. https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2023/03/Rapport_IPP_41_vieillir_a_domicile_16.03.2023.pdf
- Case, A. & Paxson, C. (2005).** Sex differences in morbidity and mortality. *Demography*, 42(2), 189–214. <https://doi.org/10.1353/dem.2005.0011>
- Charles, K. K. & Sevak, P. (2005).** Can family caregiving substitute for nursing home care? *Journal of Health Economics*, 24(6), 1174–1190. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.05.001>
- Edjolo, A., Proust-Lima, C., Delva, F., Dartigues, J.-F. & Pérès, K. (2016).** Natural History of Dependency in the Elderly: A 24-Year Population-Based Study Using a Longitudinal Item Response Theory Model. *American Journal of Epidemiology*, 183(4), 277–285. <https://doi.org/10.1093/aje/kwv223>
- Fiori, K. L. & Denckla, C. A. (2012).** Social Support and Mental Health in Middle-Aged Men and Women: A Multidimensional Approach. *Journal of Aging and Health*, 24(3), 407–438. <https://doi.org/10.1177/0898264311425087>
- Gaugler, J. E. (2005).** Family involvement in residential long-term care: A synthesis and critical review. *Aging & Mental Health*, 9(2), 105–118. <https://doi.org/10.1080/13607860412331310245>
- Giebel, C., Cannon, J., Hanna, K., Butchard, S., Eley, R., Gaughan, A., Komuravelli, A., Shenton, J., Callaghan, S. & Tetlow, H. (2020).** Impact of COVID-19 related social support service closures on people with dementia and unpaid carers: A qualitative study. *Aging & Mental Health*, 1281–1288. <https://doi.org/10.1080/13607863.2020.1822292>
- Gramain, A., Roquebert, Q. & Tenand, M. (2024).** Aide informelle à domicile et en EHPAD : déterminants, valeur monétaire et implication pour la répartition des coûts de la dépendance. *Revue d'économie financière*, 152, 125–139. <https://www.cairn.info/revue--2023-4-page-125.htm>
- Hiedemann, B., Sovinsky, M. & Stern, S. (2017).** Will You Still Want Me Tomorrow? The Dynamics of Families' Long-Term Care Arrangements. *Journal of Human Resources*, 53(3) 663–716. <https://doi.org/10.3368/jhr.53.3.0213-5454R1>
- Jeanneau, L., Roquebert, Q. & Tenand, M. (2022).** No more visits : Informal care in nursing homes before the COVID-19 outbreak. *Gérontologie et société*, If-XXIV.
- Keating, N., Fast, J., Dosman, D. & Eales, J. (2001).** RL Services provided by informal and formal caregivers to seniors in residential continuing care. *Canadian Journal on Aging - Revue Canadienne du Vieillessement*, 20(1), 23–45. <https://doi.org/10.1017/S0714980800012125>
- Kendler, K. S., Myers, J. & Prescott, C. A. (2005).** Sex Differences in the Relationship Between Social Support and Risk for Major Depression: A Longitudinal Study of Opposite-Sex Twin Pairs. *American Journal of Psychiatry*, 162(2), 250–256. <https://doi.org/10.1176/appi.ajp.162.2.250>
- Kleibergen, F. & Paap, R. (2006).** Generalized reduced rank tests using the singular value decomposition. *Journal of Econometrics*, 133(1), 97–126. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.02.011>
- Kruk, K. E. & Reinhold, S. (2014).** The effect of children on depression in old age. *Social Science & Medicine*, 100, 1–11. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.09.003>
- Layes, A., Asada, Y. & Kephart, G. (2012).** Whiners and deniers – What does self-rated health measure? *Social Science & Medicine*, 75(1), 1–9. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.10.030>
- Lo Sasso, A. T. & Johnson, R. W. (2002).** Does Informal Care from Adult Children Reduce Nursing Home Admissions for the Elderly? *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 39(3), 279–297. https://doi.org/10.5034/inquiryjrnl_39.3.279
- McArthur, C., Saari, M., Heckman, G. A., Wellens, N., Weir, J., Hebert, P., Turcotte, L., Jbilou, J. & Hirdes, J. P. (2021).** Evaluating the effect of COVID-19 pandemic lockdown on long-term care residents' mental health : A data-driven approach in new brunswick. *Journal of the American Medical Directors Association*, 22(1), 187–192. <https://doi.org/10.1016/j.jamda.2020.10.028>
- Pinquart, M. & Sörensen, S. (2007).** Correlates of Physical Health of Informal Caregivers: A Meta-Analysis. *The Journals of Gerontology: Series B*, 62(2), P126–P137. <https://doi.org/10.1093/geronb/62.2.P126>
- Read, J. G. & Gorman, B. K. (2010).** Gender and Health Inequality. *Annual Review of Sociology*, 36(1), 371–386. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102535>

- Read, S. & Grundy, E. (2011).** Mental health among older married couples: The role of gender and family life. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 46(4), 331–341. <https://doi.org/10.1007/s00127-010-0205-3>
- Roest, H. G. V. der, Prins, M., Velden, C. van der, Steinmetz, S., Stolte, E., Tilburg, T. G. van, & Vries, D. H. de. (2020).** The Impact of COVID-19 Measures on Well-Being of Older Long-Term Care Facility Residents in the Netherlands. *Journal of the American Medical Directors Association*, 21(11), 1569–1570. <https://doi.org/10.1016/j.jamda.2020.09.007>
- Roquebert, Q., Fontaine, R. & Gramain, A. (2018).** Caring for a dependent elderly parent : Care arrangements and sibling interactions in France. *Population*, 73(2), 307–332. <https://doi.org/10.3917/pope.1802.0307>
- Roquebert, Q., Sicsic, J., Rapp, T. & the SPRINT-T Consortium. (2021).** Health measures and long-term care use in the European frail population. *The European Journal of Health Economics*, 22(3), 405–423. <https://doi.org/10.1007/s10198-020-01263-z>
- Roquebert, Q. & Tenand, M. (2023).** Informal care at old age at home and in nursing homes: Determinants and economic value. *The European Journal of Health Economics*. <https://doi.org/10.1007/s10198-023-01601-x>
- Santini, Z. I., Koyanagi, A., Tyrovolas, S., Mason, C. & Haro, J. M. (2015).** The association between social relationships and depression: A systematic review. *Journal of Affective Disorders*, 175, 53–65. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2014.12.049>
- Staiger, D. & Stock, J. H. (1997).** Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65(3), 557–586. <https://doi.org/10.2307/2171753>
- Stern, S. (1995).** Estimating Family Long-Term Care Decisions in the Presence of Endogenous Child Characteristics. *The Journal of Human Resources*, 30(3), 551. <https://doi.org/10.2307/146035>
- Stern, S. (2023).** Where Have All My Siblings Gone? *Journal of Human Resources*, 58(3), 852–892. <https://doi.org/10.3368/jhr.59.1.0220-10739R2>
- van der Pers, M., Mulder, C. H. & Steverink, N. (2015).** Geographic Proximity of Adult Children and the Well-Being of Older Persons. *Research on Aging*, 37(5), 524–551. <https://doi.org/10.1177/0164027514545482>
- Van Houtven, C. H. & Norton, E. C. (2004).** Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, 23(6), 1159–1180. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.04.008>
- Verbeek, H., Gerritsen, D. L., Backhaus, R., De Boer, B. S., Koopmans, R. T. & Hamers, J. P. (2020).** Allowing Visitors Back in the Nursing Home During the COVID-19 Crisis : A Dutch National Study Into First Experiences and Impact on Well-Being. *Journal of the American Medical Directors Association*, 21(7), 900–904. <https://doi.org/10.1016/j.jamda.2020.06.020>
- Wooldridge, J. M. (2009).** *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 4th Edition, Boston: South-Western College Publishing, Cengage Learning, 22–68.
-

ANNEXE 1

STATISTIQUES DESCRIPTIVES SUR L'ÉTAT DE SANTÉ

Le tableau A1-1 fournit des informations plus détaillées sur l'état de santé des résidents de maisons de retraite, et compare les hommes et les femmes. Les limitations cognitives font référence aux difficultés liées à la perte de la notion du temps, aux problèmes de mémoire et de concentration, au fait de se mettre en danger et aux problèmes d'agressivité. Les limitations sensorielles font référence aux problèmes de vue et d'audition. La part des individus souffrant des différentes limitations (cognitives, sensorielles, de mobilité et de dextérité, de locomotion et d'équilibre) est d'au moins 75 % et généralement d'environ 90 %. Les taux sont plus élevés chez les femmes. La plupart des différences entre hommes et femmes sont significativement différentes de zéro au seuil de 1 %, tel que cela est évalué par un test de Student pour les variables continues ou indicatrices et par un test du khi-deux pour les variables catégorielles. Il n'y a pas de différence significative aux seuils conventionnels pour les maladies chroniques (valeur $p = 0,44$) et la santé subjective (valeur $p = 0,67$).

Tableau A1-1 – Statistiques descriptives détaillées sur l'état de santé

	Femmes (1)	Hommes (2)	Échantillon complet (3)
Restrictions : IADL uniquement	11,45	14,64	12,16
Restrictions : ADL, sauf celles liées à l'autonomie minimale	41,09	40,88	41,04
Restrictions : ADL liées à l'autonomie minimale	46,08	40,89	44,92
Maladie d'Alzheimer	38,94	31,84	37,36
Limitations : cognitives	93,67	87,90	92,38
Limitations : sensorielles	75,91	74,65	75,63
Limitations : mobilité, dextérité	96,36	93,01	95,61
Limitations : locomotion, équilibre	93,97	89,95	93,07
Incontinence	66,71	62,02	65,66
Maladie chronique ou état de santé autodéclaré(e)	67,21	70,01	67,84
Santé subjective : mauvaise ou très mauvaise	35,52	36,13	35,66
Santé subjective : plutôt bonne	41,12	42,65	41,46
Santé subjective : bonne ou très bonne	22,47	20,66	22,07
Santé subjective : information manquante	0,88	0,55	0,81
Insuffisance pondérale (IMC < 20)	16,11	8,73	14,46
Poids normal ($20 \leq \text{IMC} < 25$)	30,50	33,19	31,10
Surpoids ou obésité ($\text{IMC} \geq 25$)	28,65	41,16	31,44
IMC : information manquante	24,74	16,91	22,99
A été hospitalisé(e) au cours des douze derniers mois	29,63	36,64	31,19
Réponse donnée par un proxy	68,20	64,11	67,29
Observations	1 858	524	2 382

Note : statistiques pondérées. IMC = Indice de masse corporelle.
Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

ESTIMATIONS NAÏVES

Tableau A2-1 – Estimations naïves

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression (1)	Problème de sommeil (2)	Manque d'appétit (3)	Fatigue, lassitude, épuisement (4)
Panel A : échantillon complet				
Reçoit de l'aide informelle	0,0335* (0,0195)	0,0405* (0,0230)	0,0239 (0,0218)	0,0628** (0,0256)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382
R ²	0,014	0,009	0,025	0,012
Panel B : femmes				
Reçoit de l'aide informelle	0,0169 (0,0228)	0,0546** (0,0274)	0,0180 (0,0268)	0,0301 (0,0300)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858
R ²	0,014	0,010	0,019	0,009
Panel C : hommes				
Reçoit de l'aide informelle	0,0743** (0,0366)	0,0002 (0,0434)	0,0370 (0,0373)	0,140*** (0,0462)
Observations	524	524	524	524
R ²	0,042	0,013	0,026	0,040
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL.
Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

ANNEXE 3

DÉTERMINANTS DE LA FOURNITURE D'UNE AIDE

Dans cette annexe, nous étudions, au niveau de l'enfant, les variables corrélées avec la fourniture d'une aide au parent (tableau A3-1), en prenant en compte les caractéristiques de l'enfant, du parent et de la maison de retraite. Il ressort que, toutes autres choses étant égales par ailleurs, les filles ont une plus grande probabilité d'être aidantes. Pour les filles comme pour les fils, la probabilité d'être aidant est plus élevée pour les personnes en couple avec des enfants et les personnes seules avec enfant, et elle est plus faible pour les personnes inactives. Plus la taille de la fratrie est élevée, plus la probabilité d'être aidant est faible. Pour les filles, celles dont le parent a un(e) conjoint(e) au domicile ont une probabilité plus faible d'être aidantes. Enfin, la fourniture d'une aide est corrélée à l'état de santé du parent, tel que mesuré par les restrictions sur les ADL, les limitations cognitives, sensorielles et autres et la santé subjective.

Tableau A3-1 – Facteurs expliquant le fait d'être aidant pour les enfants

	Probabilité d'être aidant :		
	Ensemble	Filles	Fils
Caractéristiques de l'enfant			
Fille	0,387*** (0,0364)		
Âge : 00-39	Réf.	Réf.	Réf.
Âge : 40-49	-0,109 (0,164)	-0,197 (0,228)	0,00272 (0,236)
Âge : 50-59	-0,164 (0,165)	-0,219 (0,230)	-0,0893 (0,230)
Âge : 60-69	-0,114 (0,172)	-0,222 (0,241)	-0,00280 (0,241)
Âge : 70-79	-0,0987 (0,188)	-0,159 (0,260)	-0,0256 (0,263)
Âge : 80-89	-0,563 (0,409)	0 (.)	0,287 (0,556)
Âge : informations manquantes	0,349* (0,182)	0,359 (0,257)	0,315 (0,253)
Célibataire sans enfants	0,334*** (0,0999)	0,180 (0,144)	0,415*** (0,142)
En couple avec un ou plusieurs enfants	0,323*** (0,0604)	0,315*** (0,0761)	0,310*** (0,101)
En couple sans enfants	0,164 (0,105)	0,180 (0,153)	0,120 (0,150)
Célibataire avec enfants	Réf.	Réf.	Réf.
Situation familiale : informations manquantes	0,0434 (0,0992)	0,0828 (0,133)	-0,0316 (0,151)
Situation professionnelle : inactivité	-0,400*** (0,0964)	-0,377*** (0,113)	-0,519*** (0,200)
Situation professionnelle : en activité	Réf.	Réf.	Réf.
Situation professionnelle : informations manquantes	-0,711*** (0,103)	-0,789*** (0,140)	-0,598*** (0,151)
Situation professionnelle : à la retraite	0,0105 (0,0675)	-0,0500 (0,0926)	0,0735 (0,0950)
Caractéristiques du parent			
Femme	0,0376 (0,0560)	0,0550 (0,0748)	0,0152 (0,0740)
Nombre d'enfants	-0,186*** (0,0226)	-0,172*** (0,0264)	-0,202*** (0,0243)
Âge : 60-74	-0,310*** (0,112)	-0,380*** (0,140)	-0,248 (0,154)
Âge : 75-84	Réf.	Réf.	Réf.
Âge : 85-89	-0,00460 (0,0598)	0,0399 (0,0805)	-0,0378 (0,0817)
Âge : 90-94	0,0904 (0,0742)	0,141 (0,0962)	0,0450 (0,0922)
Âge ≥ 95	-0,0646 (0,0842)	-0,0569 (0,112)	-0,0533 (0,109)
Veuve	0,246*** (0,0697)	0,0957 (0,0970)	0,399*** (0,0959)
Conjoint(e) au domicile	-0,178* (0,108)	-0,331** (0,141)	-0,0295 (0,137)
Pas de conjoint(e)	Réf.	Réf.	Réf.
Conjoint(e) en maison de retraite	-0,0414 (0,107)	-0,142 (0,148)	0,0859 (0,146)
Sœur(s) ou frère(s) vivant(e)(s)	-0,0203 (0,0442)	0,0226 (0,0599)	-0,0625 (0,0587)
Revenu : < 10 0000 €	-0,200** (0,0987)	-0,321** (0,140)	-0,0912 (0,136)
Revenu : 10 000 - 14 999 €	-0,0793 (0,0529)	-0,0733 (0,0713)	-0,109 (0,0744)
Revenu : 15 000 - 19 999 €	Réf.	Réf.	Réf.

→

	Probabilité d'être aidant :		
	Ensemble	Filles	Fils
Revenu : 20 000 - 24 999 €	-0,0156 (0,0622)	-0,0822 (0,0881)	0,0584 (0,0844)
Revenu : ≥ 25 000 €	0,0483 (0,0620)	0,0457 (0,0844)	0,0342 (0,0848)
Diplômes : aucun	-0,0456 (0,0574)	-0,0760 (0,0736)	-0,0335 (0,0746)
Diplômes : enseignement primaire	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Diplômes : enseignement secondaire	-0,194*** (0,0592)	-0,158** (0,0805)	-0,246*** (0,0842)
Diplômes : enseignement supérieur	-0,0837 (0,121)	-0,201 (0,155)	0,0374 (0,147)
Diplômes : informations manquantes	-0,122** (0,0621)	-0,202** (0,0867)	-0,0416 (0,0865)
Restrictions : IADL uniquement	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Restrictions : ADL, sauf celles liées à l'autonomie minimale	0,277*** (0,0731)	0,343*** (0,0967)	0,238** (0,100)
Restrictions : ADL liées à l'autonomie minimale	0,217*** (0,0829)	0,252** (0,110)	0,206* (0,114)
Limitations : cognitives	0,171** (0,0816)	0,182 (0,114)	0,155 (0,110)
Limitations : sensorielles	-0,00828 (0,0599)	0,00267 (0,0758)	-0,00863 (0,0742)
Limitations : mobilité, dextérité	0,322** (0,134)	0,304* (0,163)	0,338* (0,191)
Limitations : locomotion, équilibre	0,183* (0,0985)	0,174 (0,123)	0,187 (0,146)
Incontinence	-0,0299 (0,0490)	-0,0767 (0,0684)	0,0111 (0,0672)
Maladie chronique ou état de santé autodéclaré(e)	-0,0785 (0,0496)	-0,0879 (0,0662)	-0,0640 (0,0676)
Santé subjective : mauvaise ou très mauvaise	0,0136 (0,0461)	-0,0102 (0,0623)	0,0438 (0,0629)
Santé subjective : moyenne	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Santé subjective : bonne ou très bonne	-0,102* (0,0536)	-0,119 (0,0743)	-0,0786 (0,0748)
IMC : normal	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Insuffisance pondérale (IMC < 20)	0,0755 (0,0684)	0,0969 (0,0912)	0,0692 (0,0905)
Surpoids ou obésité (IMC ≥ 25)	0,00433 (0,0556)	-0,0169 (0,0720)	0,0283 (0,0741)
IMC : informations manquantes	0,0444 (0,0584)	-0,0204 (0,0775)	0,117 (0,0780)
A été hospitalisé dans les 6 derniers mois	0,0269 (0,0451)	0,0615 (0,0596)	-0,00220 (0,0608)
Est sous tutelle	-0,382*** (0,121)	-0,394** (0,174)	-0,398** (0,174)
Réponse donnée par un mandataire	0,193*** (0,0513)	0,337*** (0,0681)	0,0411 (0,0699)
Caractéristiques de la maison de retraite			
Privée à but lucratif	0,0402 (0,0559)	0,101 (0,0746)	-0,0246 (0,0825)
Publique	0,0115 (0,0466)	-0,00969 (0,0638)	0,0372 (0,0626)
Privée à but non lucratif	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Constante	-0,687*** (0,244)	-0,214 (0,340)	-0,775** (0,333)
Observations	5 800	2 898	2 897

Notes : * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses et sont estimés avec des clusters au niveau du parent. Estimation de modèles Probit.
Échantillon : 5 800 enfants de personnes vivant en maison de retraite.

ANNEXE 4

INFORMATIONS DÉTAILLÉES SUR LES INSTRUMENTS

Nous avons testé plusieurs instruments susceptibles d'être corrélés avec l'aide informelle et couramment utilisés dans la littérature. Le tableau A4-1 montre les estimations de la première étape, où la probabilité de recevoir une aide informelle de la part d'un enfant est expliquée soit par la proportion de filles parmi les enfants, soit par le fait que l'aîné est une fille. Ces variables sont en effet corrélées avec la réception d'une aide informelle, mais ces instruments sont plus faibles que le fait d'avoir au moins une fille (statistique F plus faible). Le tableau A4-2 montre les résultats de la deuxième étape des estimations instrumentant l'aide informelle par chacun des deux instruments, en contrôlant par le sexe, le niveau d'études, le nombre d'enfants et l'âge. Les résultats sont cohérents avec nos estimations principales, qui utilisent le fait d'avoir une fille comme instrument.

Tableau A4-1 – Résultats de la première étape avec des instruments alternatifs

	Reçoit une aide informelle de la part d'au moins un enfant		
	Total	Femmes	Hommes
Instrument : proportion de filles			
Proportion de filles	0,0892***(0,0235)	0,0819***(0,0255)	0,114** (0,0546)
Observations	2 382	1 858	524
Test F (instrument)	14,437	10,274	4,323
Instrument : l'aîné est une fille			
L'aîné est une fille	0,0749***(0,0171)	0,0685***(0,0187)	0,0937** (0,0392)
Observations	2 382	1 858	524
Test F (instrument)	19,222	13,455	5,724
Variables de contrôle :			
Sexe	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui

Note : * $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL. Estimations de modèles à probabilité linéaire.
Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

Tableau A4-2 – Résultats de la deuxième étape avec des instruments alternatifs

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression (1)	Problème de sommeil (2)	Manque d'appétit (3)	Fatigue, lassitude, épuisement (4)
Instrument : proportion de filles				
Panel A : échantillon complet				
Reçoit de l'aide informelle	0,103 (0,239)	0,261 (0,289)	0,362 (0,302)	0,643* (0,343)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382
Panel B : femmes				
Reçoit de l'aide informelle	0,068 (0,303)	0,047 (0,344)	0,556 (0,401)	0,480 (0,403)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858
Panel C : hommes				
Reçoit de l'aide informelle	0,216 (0,381)	0,837 (0,634)	-0,136 (0,435)	1,111 (0,695)
Observations	524	524	524	524
Instrument : l'aîné est une fille				
Panel A : échantillon complet				
Reçoit de l'aide informelle	0,273 (0,217)	0,131 (0,256)	0,015 (0,246)	0,335 (0,269)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382
Panel B : femmes				
Reçoit de l'aide informelle	0,262 (0,281)	-0,040 (0,315)	0,062 (0,313)	0,114 (0,327)
Observations	1 858	1 858	1 858	1 858
Panel C : hommes				
Reçoit de l'aide informelle	0,313 (0,355)	0,581 (0,508)	-0,110 (0,391)	0,877 (0,539)
Observations	524	524	524	524
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL. Estimations de modèles à probabilité linéaire.
Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

Nous testons également si les instruments (le fait d'avoir une fille, le fait que l'aîné est une fille et la proportion de filles) sont corrélés avec les caractéristiques des personnes âgées (tableau A4-3). Les écarts-types ne sont pas clusterisés au niveau de la maison de retraite, car nous étudions des variables qui sont déterminées avant l'arrivée dans l'établissement. La statistique F correspond au test de l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients sont conjointement égaux à zéro. Elle montre que l'hypothèse nulle peut être rejetée pour l'instrument « avoir au moins une fille », en raison de la forte corrélation de cet instrument avec la taille de la fratrie. Pour les autres instruments, l'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée aux seuils de significativité conventionnels.

Tableau A4-3 – Régression des instruments sur variables de contrôle

	A au moins une fille (1)	L'aîné est une fille (2)	Proportion de filles (3)
Femme	-0,022 (0,020)	-0,014 (0,024)	-0,027 (0,018)
Diplôme : aucun	-0,029 (0,022)	-0,052** (0,026)	-0,027 (0,020)
Diplôme : enseignement primaire	Réf.	Réf.	Réf.
Diplôme : enseignement secondaire	-0,010 (0,024)	-0,034 (0,031)	-0,012 (0,023)
Diplôme : enseignement supérieur	-0,083* (0,046)	-0,121** (0,052)	-0,063 (0,040)
Diplôme : information manquante	-0,050** (0,024)	-0,046 (0,029)	-0,039* (0,022)
Nombre d'enfants	0,092*** (0,005)	-0,000 (0,007)	-0,007 (0,004)
Constante	0,556*** (0,026)	0,555*** (0,032)	0,563*** (0,024)
Observations	2 382	2 382	2 382
Test F	52,929	1,431	1,609

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses. Estimations de modèles à probabilité linéaire. Le test F correspond à la statistique F associée à l'hypothèse nulle selon laquelle tous les coefficients sont conjointement égaux à zéro.
Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

ANNEXE 5

RÉSULTATS COMPLETS DES MODÈLES INCLUANT TOUTES LES VARIABLES DE CONTRÔLE

Tableau A5-1 – Deuxième étape : effet de la réception d'une aide informelle sur les résultats de santé

	Échantillon complet				Femmes				Hommes			
	Dépression (1)	Problème de sommeil (2)	Manque d'appétit (3)	Fatigue, lassitude, épuisement (4)	Dépression (5)	Problème de sommeil (6)	Manque d'appétit (7)	Fatigue, lassitude, épuisement (8)	Dépression (9)	Problème de sommeil (10)	Manque d'appétit (11)	Fatigue, lassitude, épuisement (12)
Reçoit de l'aide informelle	-0,113 (0,191)	-0,007 (0,232)	0,217 (0,228)	0,410 (0,262)	-0,169 (0,218)	-0,130 (0,255)	0,322 (0,264)	0,237 (0,278)	0,146 (0,411)	0,438 (0,552)	-0,174 (0,441)	1,059 (0,712)
Femmes	0,029 (0,031)	0,016 (0,035)	0,051 (0,036)	0,005 (0,042)	-	-	-	-	-	-	-	-
Diplôme : aucun	-0,038* (0,021)	0,033 (0,027)	0,057** (0,024)	-0,004 (0,028)	-0,051** (0,024)	0,032 (0,031)	0,066** (0,028)	-0,022 (0,030)	0,008 (0,044)	0,030 (0,064)	0,018 (0,049)	0,045 (0,081)
Diplôme : enseignement primaire .	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Diplôme : enseignement secondaire	0,013 (0,028)	0,006 (0,030)	0,050* (0,028)	0,047 (0,032)	-0,009 (0,036)	-0,009 (0,040)	0,047 (0,037)	0,006 (0,041)	0,045 (0,056)	-0,011 (0,068)	0,105* (0,057)	0,091 (0,095)
Diplôme : enseignement supérieur	-0,030 (0,044)	0,073 (0,053)	0,047 (0,045)	0,010 (0,054)	-0,042 (0,050)	0,080 (0,068)	-0,003 (0,055)	-0,008 (0,065)	0,035 (0,086)	0,110 (0,115)	0,067 (0,089)	0,127 (0,142)
Diplôme : information manquante	0,006 (0,030)	-0,066* (0,036)	0,146*** (0,034)	0,034 (0,039)	-0,002 (0,035)	-0,071* (0,041)	0,163*** (0,041)	0,012 (0,042)	0,035 (0,059)	-0,055 (0,081)	0,092 (0,066)	0,104 (0,100)
Nombre d'enfants	0,002 (0,006)	0,008 (0,008)	-0,003 (0,007)	-0,001 (0,008)	-0,003 (0,007)	0,011 (0,009)	-0,005 (0,009)	0,002 (0,009)	0,014 (0,013)	-0,003 (0,016)	0,003 (0,012)	-0,012 (0,020)
Âge: 60-74	0,018 (0,056)	-0,007 (0,068)	-0,050 (0,062)	-0,028 (0,077)	0,030 (0,065)	0,017 (0,075)	-0,041 (0,068)	-0,153* (0,080)	0,050 (0,123)	0,020 (0,161)	-0,135 (0,127)	0,297 (0,203)
Âge: 75-84	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Âge: 85-89	-0,022 (0,030)	0,026 (0,034)	-0,009 (0,032)	-0,000 (0,039)	-0,039 (0,031)	0,052 (0,036)	-0,011 (0,036)	-0,014 (0,040)	0,009 (0,086)	-0,098 (0,106)	0,043 (0,086)	-0,033 (0,140)
Âge: 90-94	-0,055 (0,036)	0,010 (0,042)	0,038 (0,041)	-0,041 (0,048)	-0,044 (0,038)	0,041 (0,043)	0,034 (0,046)	-0,042 (0,048)	-0,126 (0,099)	-0,126 (0,129)	0,084 (0,102)	-0,105 (0,170)
Âge ≥ 95	-0,080** (0,034)	0,003 (0,041)	0,028 (0,040)	-0,032 (0,048)	-0,071* (0,036)	0,024 (0,043)	0,013 (0,044)	-0,042 (0,048)	-0,172** (0,085)	-0,089 (0,124)	0,135 (0,103)	-0,060 (0,161)
Constante	0,286** (0,117)	0,288** (0,143)	0,012 (0,138)	0,216 (0,159)	0,378** (0,164)	0,373** (0,189)	-0,015 (0,195)	0,379* (0,208)	0,080 (0,222)	0,106 (0,306)	0,224 (0,241)	-0,220 (0,390)
Observations	2 382	2 382	2 382	2 382	1 858	1 858	1 858	1 858	524	524	524	524
Test F	20,947	20,947	20,947	20,947	17,619	17,619	17,619	17,619	3,912	3,912	3,912	3,912

Notes : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL et est instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille. Estimations de modèles à probabilité linéaire. Test F Kleibergen-Paap Wald rk correspondant au test de l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle.

Échantillon : 2 382 personnes vivant en maison de retraite et ayant des enfants.

EXCLUSION DES PERSONNES AYANT UN(E) CONJOINT(E) VIVANT(E)

Tableau A6-1 – Estimation sur les personnes n'ayant pas de conjoint(e) vivant(e) : aide informelle reçue de la part d'un enfant

	Probabilité d'avoir déclaré :			
	Dépression (1)	Problème de sommeil (2)	Manque d'appétit (3)	Fatigue, lassitude, épuisement (4)
Panel A : échantillon complet				
Reçoit de l'aide informelle	0,031 (0,260)	0,313 (0,313)	0,339 (0,329)	0,717* (0,373)
Observations	2 017	2 017	2 017	2 017
Test F (instrument)	12,940	12,940	12,940	12,940
Panel B : femmes				
Reçoit de l'aide informelle	-0,041 (0,309)	0,036 (0,348)	0,464 (0,400)	0,568 (0,415)
Observations	1 681	1 681	1 681	1 681
Test F (instrument)	10,146	10,146	10,146	10,146
Panel C : hommes				
Reçoit de l'aide informelle	0,266 (0,453)	1,256 (0,909)	-0,082 (0,492)	1,270 (0,822)
Observations	336	336	336	336
Test F (instrument)	3 117	3 117	3 117	3 117
Variables de contrôle :				
Sexe	Oui	Oui	Oui	Oui
Niveau d'études	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'enfants	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : * p < 0,10, ** p < 0,05, *** p < 0,01. Les écarts-types indiqués entre parenthèses sont estimés avec des clusters au niveau de la maison de retraite. L'aide informelle est définie comme une aide concrète pour les ADL/IADL et est instrumentée par le fait d'avoir au moins une fille. Estimations de modèles à probabilité linéaire. Test F Kleibergen-Paap Wald rk correspondant au test de l'hypothèse nulle selon laquelle l'instrument n'est pas corrélé à la probabilité de recevoir une aide informelle.

Échantillon : 2 017 personnes vivant en maison de retraite, ayant des enfants, et n'ayant pas de conjoint en vie.

Inciter à prescrire des médicaments biosimilaires : évaluation d'une expérimentation de partage de gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie en France

Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance

Vincent Attia*, Mathilde Gaini*, Edouard Maugendre*
et Catherine Pollak*

Résumé – Cet article évalue l'effet d'une incitation à la prescription hospitalière de médicaments biosimilaires délivrés en ville, combinant un partage des gains entre les hôpitaux et l'Assurance maladie à un reversement direct de l'incitation auprès des services prescripteurs. S'appuyant sur les données du Système national des données de santé, on compare la part de biosimilaires prescrits par les hôpitaux publics sélectionnés à celle d'établissements comparables, avant et après la mise en place de l'incitation. D'octobre 2018 à septembre 2021, l'expérimentation a conduit à une hausse de la part de biosimilaires de 6,0 et de 10,8 points de pourcentage respectivement pour les prescriptions d'insuline glargine et d'étanercept. On estime qu'elle a engendré une économie de 0,5 % de la dépense pour l'insuline glargine et de 0,1 % pour l'étanercept. L'incitation a augmenté très significativement la prescription de biosimilaires, mais les économies pour l'Assurance maladie sont modérées, notamment en raison d'évolutions de prix des médicaments plus rapides que l'ajustement des incitations et d'effets d'aubaine.

Abstract – This article evaluates an incentive for hospital prescriptions of biosimilars delivered in retail pharmacies, whereby gains are shared between hospitals and the French NHI and incentives are directly redirected to prescribing units. Using SNDS data, we compare the pre- and post- biosimilar prescription rates of treated public hospitals with those observed at similar facilities. Between October 2018 and September 2021, the pilot led to an increase in biosimilar use for insulin glargine (+6.0 percentage points) and etanercept (+10.8 ppt). The pilot generated 0.5% cost savings for insulin glargine and 0.1% for etanercept. Cost savings for the French NHI are modest even though the incentive dramatically boosted biosimilar use. The fact that medication price changes outpaced the rate at which incentives are adjusted is the primary reason for this, in addition to deadweight loss effects.

JEL : I18, D04, D61

Mots clés : expérimentation, paiement à la performance, biosimilaires, hôpital, différence de différences

Keywords: pilot, pay-for-performance, biosimilars, hospital, difference-in-differences

* DREES. Correspondance : catherine.pollak@sante.gouv.fr

Nous remercions Athémame Dahmouh pour son appui statistique et Inessa Kim pour son assistance de recherche, la Direction de la sécurité sociale pour son expertise et sa collaboration tout au long de la mise en œuvre des travaux, la Caisse nationale d'assurance maladie, la Cellule évaluation de l'article 51, le cabinet Govhe, la Direction générale de l'offre de soins, Elisabeth Fery-Lemonnier, Benoît Ourliac, Fabrice Lenglar, et les rapporteurs, pour leur appui et leurs retours précieux sur de premières versions de cet article, ainsi que les participants des Journées des économistes de la santé français de 2022. Toutes les erreurs restantes sont les nôtres.

Reçu en mars 2023, accepté en janvier 2024.

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: Attia, V., Gaini, M., Maugendre, E. & Pollak, C. (2024). Biosimilar Prescribing Incentives: Results of a French Pilot of Gainsharing Between Hospitals and the National Health Insurance. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 542, 147–168. doi: 10.24187/ecostat.2024.542.2115

Les dépenses de médicaments sont l'un des postes les plus importants des dépenses de santé en France. En particulier, la consommation de médicaments délivrés en pharmacie en ville s'élève en 2021 à 31 milliards d'euros, soit 14 % des dépenses de santé (Arnaud *et al.*, 2022). Afin de limiter les effets de la progression de cette dépense sur les comptes sociaux, les pouvoirs publics ont traditionnellement utilisé deux instruments de régulation : le contrôle des prix des médicaments remboursables et la modulation des taux de remboursement. Puis, une nouvelle forme de régulation a été introduite avec la promotion des médicaments génériques à la fin des années 1990 et la recherche d'une modification des comportements de prescription des médecins (Lancry, 2007). Le développement des génériques a permis de contenir une partie de la croissance des dépenses de médicaments. De façon analogue, un important potentiel d'économie réside désormais dans le développement des médicaments biosimilaires. Alors que les génériques sont des équivalents thérapeutiques de médicaments chimiques de référence, les biosimilaires sont des équivalents de médicaments biologiques de référence (ou bioréférents)¹. À partir du milieu des années 2010 se met ainsi en place une politique de développement des médicaments biosimilaires, dans un contexte de forte croissance des dépenses de médicaments biologiques : leur chiffre d'affaires hors taxes atteint 4,4 milliards d'euros en 2018, soit plus de 20 % du marché des médicaments en ville (Dahmouh, 2019). Avec l'expiration de brevets de médicaments biologiques, l'arrivée des médicaments biosimilaires assure une plus grande diversité d'approvisionnement et constitue un potentiel d'économies important pour l'Assurance maladie pour dégager des marges de manœuvre pour le financement des nouvelles innovations thérapeutiques (encadré 1).

Le développement des biosimilaires repose largement sur le comportement des hôpitaux, y compris pour les médicaments délivrés en ville.

Pour les médicaments délivrés dans les hôpitaux, ces derniers ont intérêt à négocier au mieux leurs achats pour réduire leurs coûts au maximum. En revanche, les hôpitaux n'ont pas spontanément intérêt à prescrire les biosimilaires, moins onéreux, pour leurs prescriptions qui sont délivrées dans les pharmacies en ville. Il existe de nombreuses raisons pour lesquelles, à l'hôpital comme en ville, les médecins ne prescrivent pas de biosimilaires : cela peut être lié à l'habitude de prescrire la molécule référente, plus ancienne et connue, ou à l'anticipation d'une réticence des patients à être traités par un biosimilaire ou à changer de traitement. En l'absence d'incitation, le statu quo est le comportement le plus simple pour le médecin. Or les prescriptions hospitalières ont une influence centrale sur la ville. En effet, les prescriptions hospitalières de médicaments exécutées en ville (PHMEV) représentent presque un tiers du marché du médicament remboursable en ville. Pour plusieurs médicaments biologiques, l'initiation du traitement est d'ailleurs réservée aux praticiens hospitaliers (Dahmouh, 2019). De plus, le choix du médicament par le prescripteur hospitalier est souvent reproduit par les médecins en ville qui poursuivent les traitements. Si les médecins sont autorisés à remplacer un médicament biologique par un autre au sein du même groupe biologique similaire, les médecins libéraux poursuivent le plus souvent à l'identique les traitements initiés à l'hôpital, ce qui a d'autant plus d'effet que les traitements sont de longue durée (Gallini *et al.*, 2013). Par ailleurs, contrairement aux médicaments génériques, la substitution ne peut pas être effectuée par les pharmaciens – sauf exception².

1. La substance active des médicaments biologiques est obtenue à l'issue d'un processus biologique (protéine produite par des animaux, molécule complexe issue d'une bactérie, etc.) aboutissant à la fabrication de molécules plus complexes que celles des médicaments non biologiques. Ces derniers sont eux, en général, le résultat d'une simple synthèse chimique. Les médicaments biologiques incluent notamment de nombreux vaccins, des anticorps, des hormones ou encore des facteurs de croissance.

2. En 2022, en suivant la recommandation de l'ANSM, la loi de financement de la sécurité sociale a instauré deux premiers groupes de biosimilaires substituables : filgrastim et perfolgrastim (ANSM, 2022 – arrêté ministériel du 12 avril 2022, JO du 14 avril 2022).

ENCADRÉ 1 – Les baisses de prix en ville et à l'hôpital suite à l'arrivée des biosimilaires

À l'expiration du brevet des médicaments biologiques, l'arrivée sur le marché des biosimilaires – leurs équivalents thérapeutiques, enclenche par le biais de la concurrence et de mécanismes de régulation, une séquence de baisses de prix du médicament référent, d'autres biomédicaments avec des indications thérapeutiques similaires, et de tous les biosimilaires associés. En France, l'autorité nationale déléguée à la fixation des prix impose une décote au tarif du bioréférent et fixe des tarifs inférieurs en ville pour les biosimilaires. Les hôpitaux et les groupements d'achats hospitaliers sont quant à eux incités à profiter de la concurrence pour négocier des baisses de prix auprès de leurs fournisseurs. Ces négociations permettent en outre à l'autorité en charge de la fixation des prix en ville de disposer d'un signal sur le tarif de réserve des médicaments pour des baisses ultérieures de prix en limitant le risque de retrait du marché (Robinson & Jarrion, 2021).

Afin d'inciter les hôpitaux à prescrire des biosimilaires pour les médicaments délivrés en ville, un mécanisme d'intéressement a été mis en place le 1^{er} janvier 2018 dans le droit commun. Il consiste à reverser à l'hôpital prescripteur 20 % des économies réalisées grâce à la substitution de bioréférénts par des biosimilaires³ sur leurs prescriptions délivrées en ville. Cet article évalue un dispositif expérimental, mené d'octobre 2018 à septembre 2021, visant à tester un intéressement financier plus élevé (30 %), et dont doit directement bénéficier le ou les services prescripteurs de l'hôpital. Il concernait à son lancement en 2018 deux molécules, l'insuline glargine, une insuline lente d'action prolongée, et l'étaercept, utilisé notamment dans le traitement d'inflammations articulaires, qui existent sous forme biosimilaire depuis 2016.

Pour mesurer l'effet causal de cette expérimentation, nous mobilisons les données médico-administratives exhaustives issues du SNDS (Système national des données de santé) et comparons l'évolution de la part de biosimilaires prescrits par les établissements de santé participant à l'expérimentation (traités) à celle d'établissements similaires (contrôles), avant et après la mise en œuvre de l'expérimentation (modèle de différence de différences). Nous trouvons que sur l'ensemble de la période, l'expérimentation a conduit à une hausse de la part de biosimilaires de 6,0 et de 10,8 points de pourcentage respectivement pour les prescriptions hospitalières exécutées en ville d'insuline glargine et d'étaercept pour les établissements bénéficiant de l'incitation. Ces résultats sont proches de l'estimation de Tano *et al.* (2023), qui évaluent à 9,7 points la hausse de la part de prescriptions de biosimilaires pour l'étaercept, sur les deux premières années de l'expérimentation et à partir de données d'enquête. Nous la complétons en analysant l'effet sur une deuxième molécule et sur l'ensemble de la période de l'expérimentation à partir de données exhaustives d'une part. D'autre part, nous incluons une estimation coût/efficacité de la mesure en tenant compte de l'ensemble des dépenses consécutives aux prescriptions hospitalières, y compris dans leur suivi par les médecins de ville. Nous comparons l'ensemble des dépenses pour l'Assurance maladie dans le cadre de l'expérimentation (incitation et remboursement des médicaments prescrits) avec celles qui auraient été engendrées en l'absence d'expérimentation pour appréhender son efficacité. Nous supposons que l'efficacité est la même avec ou sans expérimentation, les biosimilaires étant des équivalents thérapeutiques des bioréférénts.

Selon nos estimations, l'expérimentation aurait conduit à une économie de 0,5 % de la dépense pour l'insuline glargine et de 0,1 % pour l'étaercept. Ces économies pour l'Assurance maladie sont modérées. En effet, le design de l'expérimentation conduit à des économies sur les remboursements en cas de substitution de biosimilaires à des bioréférénts, dont l'ampleur décroît avec le taux d'intéressement financier, et à un effet d'aubaine, source de dépenses supplémentaires sur les incitations. L'efficacité de l'expérimentation dépend de l'ampleur respective de ces deux effets qui jouent en sens contraire. D'une part, les évolutions de prix des médicaments sont plus rapides que l'ajustement des incitations, pouvant conduire à une hausse de l'intéressement financier qui vient amoindrir le gain pour l'Assurance maladie de la prescription de médicaments biosimilaires moins chers que les bioréférénts (effets de la substitution). D'autre part, sur la période d'expérimentation, la progression des biosimilaires pour les deux molécules est importante, une percée comparable aux précédents biosimilaires au cours des premières années de commercialisation (Gouvernement, 2022), conduisant à une hausse des effets d'aubaine au cours du temps, puisque la hausse de l'incitation porte sur l'ensemble des prescriptions, y compris celles qui auraient été réalisées en absence d'expérimentation.

Cet article contribue à la littérature sur l'évaluation des dispositifs de paiement à la performance des professionnels de santé. Depuis les années 2000, les programmes de paiement à la performance ou à la qualité se sont développés dans plusieurs pays dans l'objectif d'améliorer la qualité et l'efficacité des soins tant pour les soins hospitaliers que pour les soins de ville. À partir d'une synthèse de 14 programmes dans 16 pays européens, l'OCDE retient que les évaluations de ces programmes indiquent des effets modestes sur les indicateurs de processus (par exemple la participation à des programmes d'arrêt du tabac ou de gestion du diabète) mais ne démontrent pas de progrès sur les résultats de santé ou la sécurité des soins, et que leur bilan en matière de coût-efficacité n'est pas conclusif, voire défavorable (Eckhardt *et al.*, 2019).

3. Nous utilisons le terme « biosimilaire » pour la clarté de la lecture de l'article, même s'il s'agit d'un abus de langage dans la mesure où l'expérimentation incite à la prescription de médicaments biologiques efficaces au sein de classes de médicaments comparables qui n'appartiennent pas nécessairement aux groupes de médicaments biosimilaires tels que définis par le code de la santé publique (Arrêté du 31 mars 2022 modifiant l'arrêté du 19 avril 2021 relatif à l'expérimentation pour l'incitation à la prescription hospitalière de médicaments biologiques délivrés en ville – Légifrance ([legifrance.gouv.fr](https://www.legifrance.gouv.fr))).

En France, le programme de rémunération sur objectifs dont bénéficient les médecins libéraux⁴ comprend depuis sa mise en place en 2012 des indicateurs d'efficacité en plus des indicateurs de qualité (Bras, 2020). Le dispositif de paiement à la performance ciblant les établissements de santé (le CAQES – Contrat d'amélioration de la qualité et de l'efficacité des soins), créé en 2016, a pour sa part introduit un intéressement annuel alloué en fonction des économies constatées sur les dépenses d'assurance maladie et de la réalisation des objectifs fixés. Il existe très peu d'évaluations de ces dispositifs en France. Les quelques études existantes portent sur certains aspects des programmes ciblant les médecins libéraux, aucune sur le dispositif ciblant les établissements de santé (le CAQES). Elles ont montré que ces incitations ne se sont pas traduites par des améliorations substantielles sur la qualité des soins et le recours aux actes de prévention (Saint-Lary & Sicsic, 2015 ; Constantinou *et al.*, 2016 ; Sicsic & Franc, 2017). La seule évaluation relative aux indicateurs d'efficacité des prescriptions trouve qu'ils ont eu un effet positif mais modeste sur la prescription de benzodiazépines (Michel-Lepage & Ventelou, 2016). Malgré leur intérêt symbolique et l'apprentissage qu'ils permettent, les dispositifs existants de paiement à la qualité et la performance présentent ainsi des résultats encore mitigés en termes d'efficacité (Bras, 2020).

En France, le dispositif pour l'innovation organisationnelle en santé (« article 51 » de la loi de financement de la sécurité sociale de 2018) a autorisé l'expérimentation de modes de financement dérogatoires au droit commun. Il crée une opportunité pour tester l'efficacité d'instruments de financement innovants et ambitieux dans un cadre expérimental et permet de disposer d'évaluations rigoureuses avant une éventuelle généralisation. L'expérimentation pour l'incitation à la prescription hospitalière de médicaments biologiques délivrés en ville a été la première de grande ampleur menée au niveau national. Elle présente les particularités de reposer sur un modèle d'intéressement dont le montant dépend du niveau de prescription atteint, de s'adresser aux médecins hospitaliers en faisant bénéficier directement leur service d'une partie des économies réalisées en ville consécutives à leur prescription, et d'être testé auprès d'un échantillon d'établissements permettant de disposer d'un groupe de contrôle. Cet article complète la littérature existante en proposant une évaluation quantitative de l'effet d'incitations à la prescription de biosimilaires. Il mesure l'effet du dispositif en comparant la prescription de biosimilaires avant et après en

référence à un contrefactuel et le complète par une analyse de l'efficacité de l'expérimentation.

Après avoir détaillé les principes et la mise en œuvre de cette expérimentation dans la première section, la suite de l'article présente la stratégie empirique mobilisée pour évaluer l'effet de l'expérimentation et son efficacité pour les deux premières molécules concernées par l'expérimentation, l'insuline glargine et l'éta nercept (section 2) et les données mobilisées (section 3). Il présente ensuite les résultats (section 4) et conclut par une discussion de leurs limites et de leurs implications.

1. Présentation de l'expérimentation

La promotion des biosimilaires est un objectif porté par la stratégie nationale de santé (SNS) 2018-2022 qui visait un taux de biosimilaires de 80 % en 2022 parmi les prescriptions de médicaments biologiques disposant d'un biosimilaire. Dans ce cadre, une expérimentation a été lancée en 2018, afin de promouvoir les biosimilaires pour deux molécules, commercialisées à la fois en ville et à l'hôpital :

- l'insuline glargine : une insuline lente d'action prolongée, intervenant dans le traitement du diabète. Ces médicaments ont un prix modéré (45 € pour une boîte de référence du bioréférent en moyenne de 2018 à 2021), mais concernent un grand nombre de patients ;
- l'éta nercept : un anti-TNF, un immunosuppresseur utilisé dans des traitements dermatologiques, tels que les psoriasis, ou des inflammations articulaires, dont le prix d'une boîte de référence du bioréférent est de 675 € en moyenne de 2018 à 2021.

La particularité de ces deux molécules est qu'il s'agit de médicaments prescrits à l'hôpital mais principalement utilisés en ville : avec respectivement 145 millions et 182 millions d'euros de chiffre d'affaires en ville en 2018 (hors taxes), elles se placent en 2^e et 3^e positions des médicaments biologiques ayant un biosimilaire commercialisé (Dahmouh, 2019).

En 2018, au lancement de l'expérimentation, la part de marché des biosimilaires pour l'insuline glargine et l'éta nercept s'élevait respectivement à 41 % et 30 % à l'hôpital, à 13 % et 14 % en ville. Entre 2018 et 2021, la part de biosimilaires en ville parmi les médicaments biologiques pour

4. Le programme actuel est la ROSP (rémunération sur objectifs de santé publique) et a remplacé le CAPI (Contrat d'amélioration des performances individuelles). La ROSP repose en 2023 sur 29 indicateurs dont 20 qui visent la qualité (8 indicateurs pour le suivi des maladies chroniques, 12 indicateurs relatifs à la prévention) et 9 indicateurs relatifs à l'efficacité des prescriptions.

lesquels un biosimilaire existe est passée de 16 à 32 % (Sécurité sociale, 2019 ; 2022). Alors que les établissements sont incités à recourir aux biosimilaires pour réduire leurs coûts d'achats de médicaments, la moindre percée des biosimilaires en ville peut s'expliquer par le fait que les incitations visant les médecins libéraux et les hôpitaux pour leurs prescriptions réalisées en ville sont récentes.

En ville, les médecins libéraux sont incités à prescrire des biosimilaires dans le cadre de la rémunération sur objectifs de santé publique (ROSP). Elle définit un objectif cible de prescriptions de biosimilaires, seulement pour l'insuline glargine depuis 2017⁵, et élargi à d'autres molécules en 2022.

Pour les établissements de santé, le droit commun prévoit depuis le 1^{er} janvier 2018 une incitation financière dans le cadre du CAQES⁶. Pour ces molécules, l'ensemble des établissements de santé perçoivent environ 20 % de l'écart de prix⁷ entre bioréférent et biosimilaire, pour chaque boîte prescrite par le médecin de l'hôpital et délivrée en ville (prescription hospitalière de médicaments exécutée en ville – PHMEV) mais aussi par le médecin libéral qui reprendrait le suivi du patient en poursuivant le traitement par un biosimilaire. L'entité juridique de l'établissement hospitalier est destinataire final de l'incitation, versée par l'agence régionale de santé (ARS) chaque année.

L'expérimentation, qui s'inscrit dans le dispositif pour l'innovation organisationnelle en santé (« article 51 » de la loi de financement de la sécurité sociale de 2018⁸), vise à tester un schéma d'incitation renforcé auprès des services hospitaliers pour la prescription de biosimilaires délivrés en ville. Ce schéma se distingue du droit commun de deux manières : d'une part, il reproduit la logique d'intéressement du CAQES mais avec un versement non plus de 20 % mais d'environ 30 %⁹ des économies réalisées par l'Assurance maladie grâce à l'établissement. D'autre part, le cahier des charges de l'expérimentation prévoit que les fonds reçus par l'établissement doivent bénéficier directement à ou aux services prescripteurs, selon un schéma défini par l'établissement (matériel, activités de séminaires ou de recherche, formations, etc.), notamment en vue de promouvoir le recours aux médicaments biosimilaires¹⁰. Ainsi, l'expérimentation implique à la fois un versement financier plus élevé que celui du CAQES et un volet organisationnel visant à récompenser les services moteurs. Elle n'est pas cumulable avec le CAQES.

Le principe de ce schéma incitatif expérimental a été annoncé au début de l'année 2018, au moment de la mise en place du CAQES¹¹, et ses modalités ont été communiquées le 3 août 2018 par la diffusion de l'arrêté relatif à l'expérimentation¹². Le début de l'expérimentation a été fixé au 1^{er} octobre 2018 pour l'insuline glargine et l'étanercept, pour une durée initiale de 3 ans, pour tous les établissements sélectionnés¹³.

La candidature et la sélection des établissements se sont déroulées de la façon suivante : suite à la diffusion de l'appel à projet dans l'arrêté relatif à l'expérimentation, les établissements de santé intéressés par le dispositif disposaient d'un mois pour envoyer leur dossier de candidature. Ils pouvaient candidater pour les deux molécules visées ou seulement pour l'une d'entre elles. L'évaluation des dossiers a été confiée aux agences régionales de santé, qui attribuaient les notes en fonction de la qualité des actions déjà menées – ou proposées pour l'avenir – en faveur des biosimilaires, de la qualité du schéma incitatif interne et du volume d'ordonnances de biosimilaires ciblé, en particulier pour la molécule visée. Les directions ministérielles (Direction de la sécurité sociale – DSS – et Direction générale de l'offre de soins) ont ensuite sélectionné les établissements en reprenant largement les critères et le classement des agences régionales de santé et également en considérant une répartition géographique homogène en France métropolitaine.

La liste des établissements reçus a été communiquée par arrêté le 2 octobre 2018¹⁴ : 23 établissements ont été sélectionnés pour

5. Initialement fixée à 20 % en 2017, la cible de prescription des biosimilaires a été établie à 40 % du nombre de boîtes prescrites en 2020. En dépassant cette cible de 40 %, le médecin généraliste obtient 30 points sur un total pour l'ensemble de la ROSP de 940 points soit 3,2 % du maximum. Depuis janvier 2022, la liste des substances actives intégrant le dispositif a été élargie.

6. Arrêté du 19 mars 2019 relatif à l'efficacité et la pertinence de la prescription hospitalière de médicaments biologiques similaires délivrés en ville (<https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000038268137>)

7. Les montants sont fixés par arrêté et dépendent du dosage de chaque boîte. Le taux d'incitation peut donc varier au cours du temps, en cas d'évolution du prix des médicaments.

8. Expérimenter et innover pour mieux soigner – Ministère de la Santé et de la Prévention – <https://sante.gouv.fr/systeme-de-sante/parcours-des-patients-et-des-usagers/article-51-lfss-2018-innovations-organisationnelles-pour-la-transformation-du/article-51>

9. Dans le cadre de l'expérimentation, les montants sont également fixés par arrêtés, et dépendent du dosage de chaque boîte.

10. Dans la pratique, les fonds ont principalement été utilisés par les services pour des achats de matériel, des recrutements, le financement de projets thérapeutiques ou l'amélioration de leur équilibre comptable.

11. Instruction DSS/1C/DGOS/PF2/2018/42 du 19 février 2018. https://solidarites-sante.gouv.fr/fichiers/bo/2018/18-03/ste_20180003_0000_p000.pdf

12. <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000037316661>

13. Au début de l'année 2019, l'expérimentation a été étendue à l'adalimumab, et a donné lieu à une nouvelle séquence de sélection de 40 établissements parmi 78 candidats. (Arrêté du 12 février 2019 – <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000038129827>)

14. <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000037471126>

l'insuline glargine et 40 pour l'éta-nercept, parmi respectivement 42 et 63 établissements candidats. Comme certains établissements peuvent être sélectionnés pour ces deux molécules, il y a au total 45 établissements différents inclus dans l'expérimentation (dont 4 sont des établissements géographiques appartenant à l'AP-HP). Les établissements sélectionnés sont présents sur l'ensemble des 12 régions de France métropolitaine. L'ensemble de l'expérimentation a fait l'objet de prolongations en 2022¹⁵.

L'objectif indiqué dans le cahier des charges de l'expérimentation était d'augmenter de 15 points le taux de prescriptions de biosimilaires dans les établissements traités par rapport à des établissements comparables. L'expérimentation a été mise en œuvre dans un contexte général de diffusion des biosimilaires pour ces deux molécules. En effet, sur la période, la part de biosimilaires pour ces deux molécules a fortement augmenté, ce schéma suivant celui des biosimilaires plus anciens qui avaient une percée comparable au cours des premières années de commercialisation (Gouvernement, 2022).

2. Stratégie empirique

2.1. Effet de l'expérimentation sur les comportements de prescription des biosimilaires à l'hôpital

La stratégie empirique vise dans un premier temps à mesurer l'effet de l'expérimentation sur le taux de biosimilaires parmi les PHMEV. Afin d'approcher au mieux les comportements des prescripteurs hospitaliers visés par l'expérimentation, nous nous intéressons ici à la part de biosimilaires parmi l'ensemble des ordonnances de PHMEV de chaque établissement pour une molécule donnée. Cet indicateur traduit le choix que font les médecins hospitaliers entre le bioréférent et le biosimilaire au moment de la rédaction de l'ordonnance. Ce taux, compris entre 0 et 1, est comparable entre les établissements, permet d'appréhender la marge de progression possible, et n'est pas dépendant de la durée des traitements ni des quantités prescrites.

Cet indicateur peut être calculé pour chaque période dès lors que les établissements prescrivent au moins une fois la molécule. Nous vérifions donc préalablement que le traitement n'a pas d'effet sur le fait de prescrire ou non la molécule. Lorsque l'on modélise la probabilité pour les établissements d'avoir au moins une prescription de la molécule (bioréférente ou biosimilaire), l'effet du traitement est nul, que ce soit pour l'insuline glargine ou l'éta-nercept (modèle ci-dessous dans le tableau 1). Dans la suite nous raisonnons donc sur les seuls établissements prescripteurs de chacune des molécules.

Pour estimer l'effet causal, nous mettons en œuvre une méthode de différence de différences qui vise à estimer l'effet de l'expérimentation à partir de la comparaison dans le temps entre les établissements traités et un groupe de contrôle. Les établissements traités sont des établissements volontaires qui ont été sélectionnés après avoir soumis une candidature et ne sont donc pas tirés de façon aléatoire. Pour en tenir compte au mieux dans l'estimation, nous contrôlons du biais de sélection sur les caractéristiques observées par la méthode doublement robuste qui combine l'estimation d'un score de propension et de l'espérance conditionnelle (Sant'Anna & Zhao, 2020) (encadré 2). Il n'est toutefois pas possible de corriger complètement du biais de sélection, qui pourrait aussi en partie dépendre de caractéristiques inobservées des établissements.

Cette méthode présente l'avantage de permettre d'estimer un effet du traitement pour chaque mois, et donc d'analyser la dynamique de cet effet. Elle permet également d'estimer un effet moyen sur l'ensemble de la période de traitement. Il est ainsi possible de regarder si l'incitation semble conduire à des changements temporaires ou durables des pratiques de prescription (sur une période de 3 ans).

15. L'arrêté du 31 mars 2022 prolonge l'expérimentation jusqu'en septembre 2022. <https://www.legifrance.gouv.fr/jorf/id/JORFTEXT000045462658>

Tableau 1 – Effet du traitement sur la probabilité pour les établissements d'avoir au moins une prescription de la molécule (référente ou biosimilaire)

y	Insuline glargine			Éta-nercept		
	Effet	Erreur standard	p-value	Effet	Erreur standard	p-value
(ordo>0)	-0,01	0,06	0,99	-0,01	0,13	0,91

Note : estimation, par régression linéaire, de l'effet moyen de la mesure sur la probabilité de prescrire au moins une fois la molécule (référent ou biosimilaire) à partir de son lancement. Cet effet est calculé en comparaison avec le mois de septembre 2018, juste avant le lancement de l'expérimentation.

Source et champ : SNDS 2017-2021, SAE 2019 (catégories d'établissements) ; établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée, ou un groupement de coopération sanitaire. PHMEV respectivement d'insuline glargine et d'éta-nercept.

ENCADRÉ 2 – Le modèle économétrique

Le modèle économétrique met en œuvre la méthode doublement robuste qui combine l'estimation d'un score de propension et de l'espérance conditionnelle (Sant'Anna & Zhao, 2020).

D'une part, la probabilité pour les établissements d'être sélectionnés dans le cadre de l'expérimentation est modélisée par un score de propension issu d'un modèle logit (voir annexe A1). Cette probabilité est utilisée pour pondérer dans le calcul les établissements de santé non traités, en faveur de ceux qui auraient eu la plus forte propension à être sélectionnés. Tous les établissements de santé non sélectionnés font donc partie du groupe de contrôle mobilisé dans l'estimation, mais avec un poids d'autant plus élevé qu'ils ont une probabilité de sélection élevée^(a). La méthode par score de propension s'avère plus appropriée qu'une régression linéaire avec inclusion de covariables, car les établissements traités et non traités apparaissent très différents sur les variables observées, ce qui rend plus probable le risque de biais de variables omises^(b).

D'autre part, l'espérance conditionnelle de l'évolution de la variable expliquée pour le groupe de contrôle est estimée par « *outcome regression* ». Le calcul de l'estimateur « doublement robuste » permet alors de modéliser à la fois l'évolution de la variable expliquée et le score de propension afin d'obtenir un estimateur plus robuste que l'une ou l'autre des approches mobilisées seules (Sant'Anna & Zhao, 2020)^(c). Les estimations sont réalisées sous R avec le package (<https://cran.r-project.org/web/packages/did/vignettes/did-basics.html>) associé développé par Callaway et Sant'Anna (2021).

Formellement, l'effet moyen du traitement *ATT* est estimé comme suit :

$$ATT(t) = E \left[\left(\frac{G}{E[G]} - \frac{\frac{p(X)C}{1-p(X)}}{E \left[\frac{p(X)C}{1-p(X)} \right]} \right) (Y_t - Y_{T0-1} - E[Y_t - Y_{T0-1} | X, C = 1]) \right]$$

où Y_t , la variable expliquée, est le taux d'ordonnances de biosimilaires parmi les ordonnances rédigées par l'établissement au mois t , G est une indicatrice d'être un établissement traité, C est une indicatrice d'être un établissement de contrôle, $T0$ est la date d'entrée en vigueur de l'expérimentation, et $p(X)$ est le score de propension, c'est-à-dire la probabilité estimée d'être sélectionné dans l'expérimentation, calculée à partir des covariables X .

Ainsi, en moyenne, il s'agit de comparer l'écart $Y_t - Y_{T0-1}$ pour un établissement, à l'écart moyen sur les établissements de contrôle $Y_t - Y_{T0-1}$ et conditionnellement aux covariables, en accordant : soit un poids constant inverse à la probabilité d'être sélectionné (c'est-à-dire $E[G]$) si l'établissement est traité ($G = 1$), soit le poids $\frac{\frac{p(X)}{1-p(X)}}{E \left[\frac{p(X)C}{1-p(X)} \right]}$ si l'établissement est dans le groupe de contrôle ($C = 1$), favorisant les établissements ayant la plus forte probabilité estimée d'être sélectionnés suivant leurs observables.

Si les covariables n'avaient pas d'impact sur la probabilité d'être sélectionné dans l'expérimentation, c'est-à-dire que les établissements traités et contrôle avaient des caractéristiques proches en moyenne, et que l'hypothèse des tendances communes était inconditionnelle, c'est-à-dire que l'évolution attendue en l'absence de traitement dans le groupe traité était celle de l'ensemble du groupe de contrôle, cette expression se simplifierait à la différence d'évolution de Y_t dans le groupe traité et le groupe de contrôle :

$$ATT(t) = E[Y_t - Y_{T0-1} | G = 1] - E[Y_t - Y_{T0-1} | C = 1]$$

L'effet moyen du traitement *ATT* estimé sur la période allant d'octobre 2017 (un an avant le début de l'expérimentation) à septembre 2021 (au terme des 3 années d'expérimentation). $T0$ correspond au mois d'octobre 2018 qui marque le début de l'expérimentation. Elle est estimée séparément pour l'insuline glargine et l'éтанercept.

Les covariables X retenues pour rééquilibrer l'échantillon mesurent le nombre d'ordonnances, la taille de l'établissement, la taille du service prescripteur (pour l'éтанercept uniquement), la part moyenne des ordonnances parmi les délivrances (proxy de la durée de validité d'une ordonnance et donc de l'intensité du suivi du patient), et la part des initiations de traitements parmi les ordonnances (voir la description de ces variables en section 3). Dans la mesure où les données sont en coupes répétées, l'estimation porte chaque mois sur l'échantillon constitué des établissements ayant délivré au moins une ordonnance pour la molécule concernée. Les établissements sont regroupés en cluster dans le calcul des écarts-types pour autoriser une corrélation intra-établissement non corrélée aux autres covariables. Les écarts-types sont calculés par bootstrap (1 000 itérations).

^(a) Il n'est pas possible de se restreindre aux établissements candidats non sélectionnés pour constituer le groupe de contrôle, en raison de leur nombre trop restreint (voir section 2). Nous les incluons dans le groupe de contrôle, car ils partagent des caractéristiques proches des établissements sélectionnés : leurs caractéristiques observables sont proches des établissements traités, et leur candidature témoigne d'une motivation initiale à mener des actions en faveur de la prescription de biosimilaires.

^(b) Lorsque les différences normalisées pour les covariables dépassent 0,25, les méthodes de régressions classiques par différence de différences sont en effet considérées comme très sensibles aux variables omises (Imbens & Wooldridge, 2009). Ici, les différences normalisées dépassent toutes 0,6. Les variables omises possibles pourraient par exemple caractériser l'équipe médicale des établissements : qualification, échanges avec les pairs, formation continue, insertion dans un réseau partageant une certaine culture vis-à-vis des biosimilaires, âge des prescripteurs...

^(c) Le modèle OR (*outcome regression*) requiert de bien modéliser l'espérance conditionnelle de l'évolution de la variable expliquée pour le groupe de contrôle, le modèle IPW (*inversed probability weighting*) requiert de bien modéliser la probabilité conditionnelle d'être sélectionné dans le groupe traité. Le modèle « doublement robuste » combine les deux méthodes en modélisant à la fois l'évolution de la variable expliquée et le score de propension : il suffit qu'au moins une de ces hypothèses soit respectée pour que les résultats soient corrects, ce qui permet d'obtenir un estimateur plus robuste que les méthodes OR ou IPW seules.

2.2. Méthode de calcul de l'efficience

Les biosimilaires étant des équivalents thérapeutiques des bioréférents, nous supposons que la substitution d'un biosimilaire à un bioréférent n'a aucun effet sur l'efficacité, et que l'analyse des coûts est suffisante pour analyser l'efficience.

L'expérimentation est efficiente si elle conduit à une économie nette positive pour l'Assurance maladie. Il s'agit donc de comparer les dépenses de l'Assurance maladie engendrées par les PHMEV d'insuline glargine (respectivement étanercept) des établissements participant à l'expérimentation, dans les situations sans et avec expérimentation.

Pour chacune des deux molécules, ces dépenses sont composées d'une part des remboursements de médicaments (bioréférents et biosimilaires) par l'Assurance maladie, et d'autre part des incitations à la prescription de biosimilaires. Afin de mesurer l'ampleur du différentiel de dépenses avec et sans expérimentation au regard de la dépense totale, on le rapporte à la dépense qui aurait été observée sans expérimentation pour les établissements traités.

Pour estimer la dépense en l'absence d'expérimentation, il est nécessaire de disposer d'un contrefactuel pour le nombre de boîtes délivrées de bioréférents et de biosimilaires. Pour ce faire, nous estimons économétriquement l'effet de l'expérimentation sur la part des biosimilaires parmi l'ensemble des boîtes délivrées, pondérées¹⁶ par leur dosage. Contrairement à l'estimation présentée à la section 2.1., cet indicateur porte sur les boîtes délivrées et non plus sur les ordonnances, afin de tenir compte de la quantité de substances actives et de la durée des traitements prescrits. Cette estimation nous permet d'obtenir un nombre contrefactuel de boîtes pondérées de bioréférents et de biosimilaires suite à PHMEV pour chaque mois et chaque établissement (en supposant que le nombre de boîtes pondérées de médicaments biologiques délivrées est le même avec et sans expérimentation¹⁷, et que seul change le taux de biosimilaires).

Nous sommes alors en mesure de calculer les dépenses avec et sans expérimentation pour les PHMEV. Les incitations sont calculées en faisant le produit du nombre de boîtes de biosimilaires pondérées et du montant de l'incitation pour une boîte de pondération 1, les remboursements en multipliant le nombre de boîtes par leur prix. Nous faisons l'hypothèse d'un taux de prise en charge par l'Assurance maladie de 100 %¹⁸ : pour ces molécules, l'impact financier pour les

ménages et l'assurance maladie complémentaire est donc supposé négligeable.

Cependant, la dépense de l'Assurance maladie engendrée par les PHMEV à considérer est celle relative à l'ensemble des médicaments biologiques qui ont été délivrés en ville pour des patients qui ont eu une PHMEV, donc y compris ceux délivrés en cas de prescription ultérieure par un professionnel de ville. En effet, le mécanisme d'incitation dans le dispositif expérimental, tout comme dans le CAQES, porte sur l'ensemble des délivrances en ville suite à une première PHMEV. Pour passer de la dépense liée aux boîtes délivrées suite à PHMEV (bioréférents et biosimilaires) à la dépense liée à l'ensemble des boîtes délivrées en ville suite à PHMEV ou prescription ultérieure par un professionnel de ville, dans la situation contrefactuelle comme pour la situation avec expérimentation, on utilise donc deux coefficients multiplicatifs (le nombre total de boîtes délivrées en ville par rapport à celui directement lié à une PHMEV, et la probabilité que le type de médicament biologique prescrit en ville soit différent de celui prescrit en PHMEV¹⁹) estimés annuellement sur les données de l'expérimentation.

Le calcul des dépenses est réalisé pour chaque année, en sommant les dépenses par mois et établissement, et l'économie nette totale est estimée en sommant les gains/pertes annuels sur l'ensemble de la période.

Le design de l'expérimentation conduit à un effet engendré par la substitution de biosimilaires à des bioréférents, source d'économie sur les remboursements, et à un effet d'aubaine, source de dépenses supplémentaires sur les incitations, et l'efficience de l'expérimentation dépend de l'ampleur respective de ces deux effets qui jouent en sens contraire.

Plus précisément, on peut décomposer l'économie nette engendrée par l'expérimentation de la façon suivante (voir détails du calcul en

16. On utilise une pondération définie pour chaque boîte de médicaments biologiques par la Direction de la sécurité sociale dans les arrêtés fixant les incitations du CAQES et de l'expérimentation, permettant de passer d'un nombre de boîtes à une quantité totale de substance active. Par exemple, pour l'étanercept, la boîte de cinquante milligrammes de marque Enbrel (bioréférent) aura une pondération de 1 tandis que la boîte de vingt-cinq milligrammes de marque Enbrel aura une pondération de 0,5.

17. Le même modèle économétrique décrit en section 2.1., mais appliqué sur le nombre total de boîtes pondérées de médicaments biologiques (bioréférents ou biosimilaires) aboutit à un effet estimé non significatif aux seuils habituels.

18. Cette hypothèse est raisonnable compte tenu du fait que 90 % des patients ayant eu une délivrance pour l'étanercept comme pour l'insuline glargine au cours du premier semestre 2021 étaient en affection de longue durée (ALD), et donc avec une prise en charge de 100 % de leurs dépenses en lien avec cette affection.

19. Les médecins de ville reproduisent la prescription hospitalière à l'identique dans plus de 97 % des cas.

Annexe en ligne S1 – lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article) :

$$DEPENSE^{Hors-expé} - DEPENSE^{Expé} = \underbrace{\Delta Prix \times (1 - TI_{Biosim}^{Expé}) \times \Delta Q_{Biosim}}_{\text{effet de la substitution}} - \underbrace{\Delta I \times Q_{Biosim}^{Hors-expé}}_{\text{effet d'aubaine}}$$

avec $\Delta Prix$ l'écart de prix entre bioréférent et biosimilaire, $TI_{Biosim}^{Expé}$ le taux d'incitation de l'expérimentation (défini comme le rapport entre l'incitation versée avec expérimentation et l'écart de prix $\Delta Prix$, soit $\frac{I_{Biosim}^{Expé}}{\Delta Prix}$), ΔQ_{Biosim} la différence de quantités de biosimilaires délivrées avec et sans expérimentation, ΔI la différence d'incitation versée pour une boîte de pondération 1 avec et sans expérimentation, et $Q_{Biosim}^{Hors-expé}$ la quantité de biosimilaires contrefactuelle.

L'effet de la substitution est croissant avec le différentiel de prix entre bioréférent et biosimilaires. En effet, lorsqu'un médecin prescrit un biosimilaire plutôt qu'un bioréférent, l'Assurance maladie a une dépense moindre, puisque pour une même quantité de substance active, le prix du biosimilaire est plus bas que celui du bioréférent. Cependant cet effet positif sur les remboursements est amoindri par le mécanisme de partage des gains, puisqu'une partie du différentiel de prix est reversée aux établissements. L'effet de la substitution diminue donc quand le taux d'incitation augmente (à quantité de biosimilaires donnée).

Par ailleurs, la hausse de l'incitation dans le cadre de l'expérimentation crée un effet d'aubaine, car elle s'applique à l'ensemble des boîtes prescrites. Par conséquent, pour les boîtes de biosimilaires qui auraient été prescrites même en absence d'expérimentation (contrefactuel), l'Assurance maladie reverse aux établissements traités un montant supérieur au titre de l'incitation. Cet effet d'aubaine est d'autant plus élevé que la part de biosimilaires hors expérimentation l'est, et que l'écart entre l'incitation dans le cadre de l'expérimentation et celle de droit commun est élevé.

Pour que l'expérimentation soit efficiente, i.e. conduite à une économie nette positive, il faut donc que l'effet d'aubaine lié à la hausse de l'incitation dans le cadre de l'expérimentation soit a minima compensé par l'effet de la substitution engendré par la hausse de la prescription de biosimilaires. Il est possible de calculer un ordre de grandeur du seuil d'efficacité à partir duquel l'expérimentation conduit à une économie nette positive pour l'Assurance maladie (voir détail du calcul en Annexe en ligne S1) :

$$DEPENSE^{Hors-expé} - DEPENSE^{Expé} > 0 \Leftrightarrow \frac{\Delta Q_{Biosim}}{Q_{Biosim}^{Hors-expé}} > \frac{\Delta TI}{(1 - TI_{Biosim}^{Expé})}$$

avec ΔTI l'écart de taux d'incitation entre l'expérimentation et la situation hors expérimentation.

Le seuil d'efficacité croît avec le taux d'incitation de l'expérimentation, puisque ce dernier vient amoindrir l'effet de la substitution, mais aussi avec le différentiel de taux d'incitation, en raison de l'effet d'aubaine.

Le montant de l'incitation dans le cadre du CAQES (droit commun hors expérimentation), comme celui dans le cadre de l'expérimentation, ont été fixés par arrêtés successifs. Initialement, ils correspondaient à 20 % de l'écart de prix entre bioréférent et biosimilaire pour une boîte de référence – c'est à dire de pondération 1 – pour le CAQES et à 30 % dans le cadre de l'expérimentation.

Avec $TI_{Biosim}^{Hors-expé} = 20\%$ et $TI_{Biosim}^{Expé} = 30\%$ le seuil d'efficacité est autour de 0,14 : la quantité de biosimilaires doit augmenter d'au moins 14 %²⁰ pour que l'expérimentation conduite à une économie nette positive.

Cependant, au fil du temps, les prix des bioréférents et des biosimilaires ont pu varier sans que les montants unitaires des incitations soient eux ajustés au fil de l'eau, ce qui a pu conduire à des taux d'incitation (voir section 3.2.3), et donc des seuils d'efficacité, différents.

3. Données

3.1. Sources et champ

Nous mobilisons les données du système national des données de santé (DCIR-SNDS) qui recense de façon exhaustive les prestations donnant lieu à un remboursement par l'Assurance maladie. Les prescriptions délivrées en ville contiennent pour chaque patient la date de délivrance, le professionnel prescripteur (l'établissement de santé ou le médecin libéral), les molécules concernées et leur dosage (code CIP), et le nombre de boîtes. Nous agrégeons les délivrances de médicaments en pharmacie de ville au niveau de la molécule, de l'établissement prescripteur et du mois de délivrance. Notons qu'une même ordonnance peut donner lieu à plusieurs délivrances en pharmacie lorsqu'elle ne nécessite pas de nouvelle consultation entre les délivrances. Nous nous

20. Cette hausse de 14 % s'applique sur le nombre total de boîtes pondérées de biosimilaires, et n'est pas comparable à l'estimation de l'effet de l'expérimentation sur la part de biosimilaires parmi l'ensemble des boîtes pondérées, qui elle est en points de pourcentage.

restreignons aux ordonnances, qui marquent l'acte de prescription au moment duquel le médecin initie ou change de traitement, pour calculer chaque mois la part de biosimilaires parmi les ordonnances de chaque établissement pour chaque molécule²¹ (variable expliquée).

Nous mobilisons également cette base pour construire plusieurs covariables. La taille de la patientèle traitée par l'établissement est mesurée par le nombre d'ordonnances pour chacune des molécules. Par ailleurs, comme il est a priori plus simple de prescrire des biosimilaires en première intention que de réaliser des changements de traitement entre bioréfèrent et biosimilaire (*switch*), nous identifions la part d'initiations parmi l'ensemble des ordonnances de l'établissement pour chaque molécule. Nous mobilisons la profondeur historique des données jusqu'en 2012 pour identifier une initiation lorsqu'un même patient reçoit pour la première fois (depuis 2012) cette molécule. Enfin, nous intégrons la part d'ordonnances parmi le nombre de délivrances. Lorsqu'elle est faible, cela suggère que l'établissement prescrit de plus longues durées de traitement entre les consultations. Nous utilisons, pour ces trois covariables, la moyenne mensuelle de l'année avant l'expérimentation (d'octobre 2017 à septembre 2018). Ce lissage permet de tenir compte de la saisonnalité.

Pour caractériser les établissements, nous mobilisons les données de la statistique annuelle des établissements de santé (SAE, année 2019) qui fournissent la catégorie juridique des établissements et leur taille. Cette dernière est mesurée par le nombre de lits en médecine-chirurgie-obstétrique (et son carré) et par le nombre de médecins salariés, toutes spécialités confondues en équivalent temps plein (ETP et son carré). Pour l'éтанercept, nous ajoutons un indicateur de la taille des services susceptibles de prescrire cette molécule, soit le nombre d'ETP annuels de dermatologues-vénérologues-allergologues et de rhumatologues (et son carré). Nous ne disposons pas d'un proxy équivalent pour l'insuline glargine, car cette molécule est prescrite par de nombreuses spécialités.

Les prix des médicaments et leurs variations au cours du temps sont issus des prix unitaires mensuels hors taxes de vente aux officines pour chaque médicament (CIP), renseignés dans les données du GERS. Ces prix sont augmentés de 13 % (écart moyen estimé entre les prix HT GERS et les prix TTC de la base publique du médicament), afin de disposer chaque mois du prix TTC, équivalent à la base remboursement de l'Assurance maladie. Dans le cas de

l'expérimentation, on sait quels médicaments ont été prescrits, et on peut donc y associer un prix. En revanche, pour le contrefactuel, on dispose uniquement de la quantité pondérée estimée de bioréfèrents et de biosimilaires. On utilise donc pour un établissement donné, un mois donné et un type de biomédicament (bioréfèrent ou biosimilaire) le prix moyen d'une boîte de pondération 1 pour les boîtes effectivement prescrites (voir l'Annexe en ligne S1). Enfin, afin de disposer des dépenses consécutives aux PHMEV en ville, on calcule, pour chaque année, le ratio de prescriptions ville/hôpital pour ces molécules²².

L'analyse est réalisée au niveau des prescriptions des établissements de santé avec pour unité l'entité juridique de l'établissement : l'identifiant juridique est le plus fiable pour identifier l'établissement prescripteur dans les données, et c'est à cette entité que l'incitation est reversée²³. Comme le numéro d'identifiant individuel du prescripteur n'est pas toujours renseigné sur l'ordonnance, il est impossible en l'état de faire systématiquement le lien entre les ordonnances et les médecins ou services prescripteurs à partir du SNDS. Le champ d'analyse exclut donc les établissements dont l'identifiant n'est pas reconnu dans la base FINESS – et qui ne peuvent donc pas être appariés avec la SAE, ainsi que les établissements atypiques, en incluant uniquement ceux dont la catégorie juridique comprend au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée, ou un groupement de coopération sanitaire. Nous restreignons l'analyse aux hôpitaux du secteur public. En effet, il n'est pas possible de relier de façon exhaustive les prescriptions des médecins à l'établissement correspondant dans le secteur privé car les médecins des établissements à but lucratif utilisent parfois leur propre ordonnancier plutôt que celui de l'établissement.

La période d'analyse retenue pour l'estimation économétrique va d'octobre 2017 à septembre 2021, soit les trois années de l'expérimentation et

21. La notion d'ordonnance renvoie à l'acte de prescription du médecin au cours de la consultation : le médecin y indique le nom de la molécule, le dosage et la durée du traitement. Nous comptabilisons uniquement les ordonnances, même lorsque celles-ci donnent lieu à plusieurs délivrances (par exemple on compte une ordonnance pour un traitement de 3 mois même si elle a donné lieu à trois délivrances consécutives de traitements d'un mois en pharmacie). En pratique, nous repérons les ordonnances dans les données par les délivrances directement consécutives à une nouvelle date d'ordonnance dans les remontées des pharmacies.

22. Le calcul de cet indicateur mobilise les programmes utilisés par la Direction de la sécurité sociale (DSS) pour calculer le montant des incitations à partir du SNDS.

23. Si une entité juridique regroupe plusieurs établissements géographiques susceptibles de prescrire ces molécules, il lui appartient de répartir les subventions de l'expérimentation ou du CAQES entre eux. Une exception concerne toutefois quatre établissements géographiques de l'APHP sélectionnés dans l'expérimentation pour l'éтанercept, et qui sont comptabilisés ici comme des entités distinctes (Pitié-Salpêtrière/Charles Foix, Cochin, Nord/Val-de-Seine et Mondor/Chenevier).

l'année qui la précède. Les statistiques descriptives sur les tendances de prescription entre les groupes traités et de contrôle sont présentées sur l'ensemble de la période d'existence des biosimilaires. Les premiers biosimilaires pour l'insuline glargine et l'éтанercept ont été commercialisés respectivement en janvier 2016 et en octobre 2016.

3.2. Statistiques descriptives

3.2.1. Description de l'échantillon

Le groupe des établissements sélectionnés pour l'expérimentation et retenus dans l'estimation (groupe traité) est composé de 18 ou 19 hôpitaux selon les mois pour l'insuline glargine et de 36 pour l'éтанercept. La restriction aux hôpitaux publics conduit en effet à exclure 4 établissements privés sélectionnés dans le cadre de l'expérimentation pour chacune des molécules.

Le groupe de contrôle est composé d'environ 530 établissements pour l'insuline glargine et de 270 pour l'éтанercept, parmi un échantillon

initial d'environ 1 900 et 560 établissements prescripteurs de ces molécules (tableau 2). Moins de 5 % d'établissements sont exclus en raison de leur identifiant inconnu (numéro FINESS manquant dans la base) ou de leur catégorie juridique. Les autres le sont en raison de leur statut privé. Ces établissements exclus sont nombreux mais petits prescripteurs : seuls 5 % des ordonnances pour ces molécules sont attribuables aux établissements privés.

Les établissements participant à l'expérimentation sont principalement de grands hôpitaux. Ils comptabilisent par exemple plus de 3 fois plus de lits en moyenne que les établissements de contrôle. Quelle que soit la molécule, la taille de la patientèle traitée, mesurée par le nombre d'ordonnances, est plus importante (tableau 3).

Ces caractéristiques observables spécifiques des établissements participant à l'expérimentation peuvent être associées à leur capacité à prescrire davantage de biosimilaires. Pour rendre les échantillons d'établissements traités et d'établissements contrôle plus comparables,

Tableau 2 – Établissements de l'échantillon : effectifs

	Insuline glargine	Éтанercept
Établissements de santé prescripteurs (échantillon initial) :	1 924	561
<i>Dont sont exclus :</i>		
- Identifiant inconnu	27	10
- Catégorie atypique	63	18
- Secteur privé (lucratif et non lucratif)	1 288	227
Établissements de santé prescripteurs (échantillon final) :	546	306
<i>Dont :</i>		
- Candidats reçus (= groupe traité)	18*	36
- Hors expérimentation (= groupe de contrôle) :	528	270
- Candidats refusés	10	12
- Candidats refusés mais reçus pour une autre molécule	2	6
- Non candidats	516	252

Note : les prescripteurs sont identifiés par le numéro FINESS de l'entité juridique de l'établissement. Leur nombre varie chaque mois car certains établissements peuvent ne pas avoir de prescription d'insuline glargine ou d'éтанercept un mois donné. Sont renseignés ici les chiffres des établissements responsables d'une délivrance pour le mois de septembre 2018. * 19 établissements publics ont été sélectionnés, mais seulement 18 ont des prescriptions en septembre 2018.

Source : SNDS (établissements prescripteurs responsables de délivrances en septembre 2018), DSS (candidatures et refus), SAE (catégories d'établissements).

Tableau 3 – Caractéristiques des établissements de l'échantillon en moyenne

	Insuline glargine		Éтанercept	
	Traités	Contrôle	Traités	Contrôle
Nombre d'ordonnances (mensuel moyen)	169,7	39,7	44,6	6,6
Initiations parmi les ordonnances (en %)	15,5	17,9	10,9	9,5
Ordonnances parmi les délivrances (en %)	60,4	73,2	31,3	31,6
Taille des services – médecins salariés	NC	NC	13,4	2,8
Taille de l'établissement – médecins salariés	475,8	108,8	530,3	154,8
Taille de l'établissement – lits	1 004,4	221,7	1 047,7	321,1

Note : la taille des services est l'effectif en équivalent temps plein des médecins dermatologues, allergologues, vénérologues et rhumatologues. Il n'est pas calculé pour l'insuline glargine.

Source : SNDS (établissements prescripteurs responsables de délivrances en septembre 2018, indicateurs de délivrance, d'ordonnances, d'initiations), SAE 2019 (indicateurs de taille en équivalent temps plein des médecins et de lits en médecine, chirurgie, obstétrique).

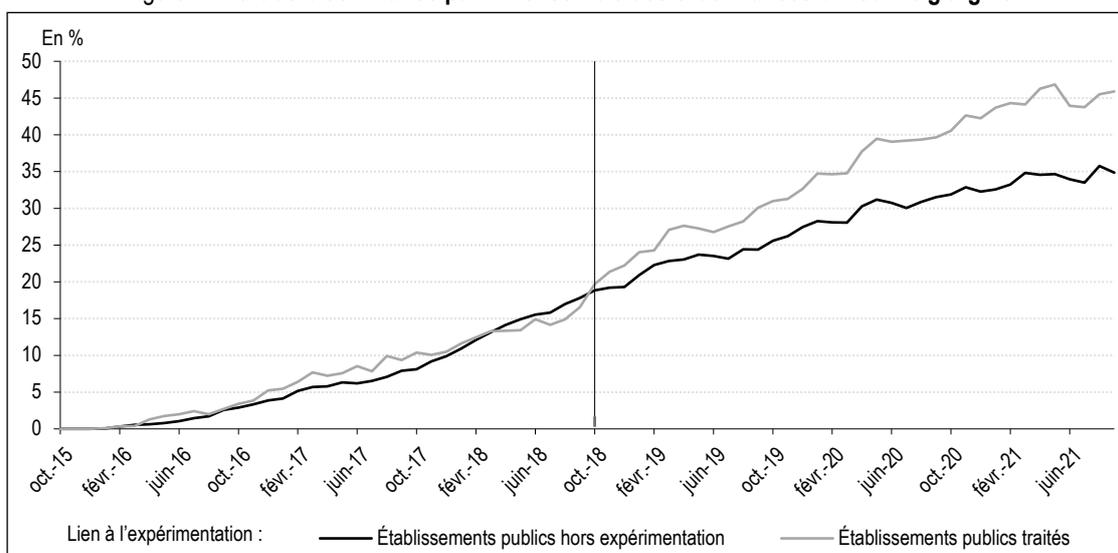
nous utilisons le score de propension, qui permet d'équilibrer les échantillons traités et de contrôler l'un par rapport à l'autre en accordant un poids plus important aux établissements les plus proches des établissements traités. Pour cela, il est important de satisfaire l'exigence de support commun entre les deux groupes d'établissements. Nous nous assurons qu'il existe suffisamment d'observations de contrôle comparables aux établissements traités tout au long de la distribution de ces caractéristiques (voir tableau S2-1, Annexe en ligne S2). Nous vérifions également

qu'une fois repondéré par le score de propension, l'échantillon de contrôle présente des caractéristiques comparables à l'échantillon traité (voir tableau S2-2, Annexe en ligne S2).

3.2.2. Évolution de la part de biosimilaires

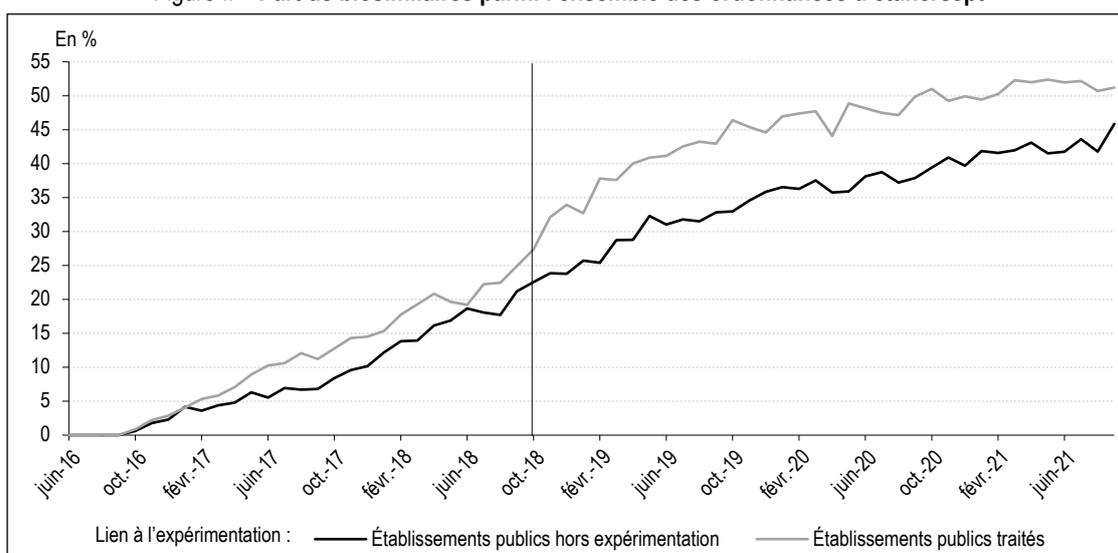
Pour chacune des molécules, la dynamique générale témoigne d'une hausse des prescriptions de biosimilaires dès leur mise sur le marché (figures I et II). La très légère accentuation de la hausse en 2018 concorde avec la mise en place

Figure I – Part de biosimilaires parmi l'ensemble des ordonnances d'insuline glargine



Lecture : la courbe noire (resp. grise) représente la part de biosimilaires parmi les ordonnances donnant lieu à une délivrance en ville au sein des établissements hors de l'expérimentation (resp. de l'expérimentation).
Source et champ : SNDS (2012-2021), DSS (candidatures), SAE 2019 (catégories d'établissements) ; établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée ou un groupement de coopération sanitaire, et effectuant des PHMEV d'insuline glargine.

Figure II – Part de biosimilaires parmi l'ensemble des ordonnances d'étanercept



Lecture : la courbe noire (resp. grise) représente la part de biosimilaires parmi les ordonnances donnant lieu à une délivrance en ville au sein des établissements hors de l'expérimentation (resp. de l'expérimentation).
Source et champ : SNDS (2012-2021), DSS (candidatures), SAE 2019 (catégories d'établissements) ; établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée ou un groupement de coopération sanitaire, et effectuant des PHMEV d'étanercept.

du CAQES au 1^{er} janvier de cette année-là pour tous les établissements en France.

Pour l'insuline glargine, les établissements traités ont un comportement de prescription proche de celui des établissements de contrôle avant octobre 2018 (figure I). En moyenne sur les 3 ans de l'expérimentation, il y a 7,0 points de pourcentage supplémentaires d'ordonnances de biosimilaires parmi les ordonnances des établissements traités. Pour l'éтанercept, en moyenne sur l'année précédant l'expérimentation, la part des ordonnances de biosimilaires dans les établissements traités dépasse déjà de 3,9 points de pourcentage celle des autres établissements (figure II). Sur les 3 ans d'expérimentation étudiés, l'écart moyen atteint 9,7 points.

Ainsi, au moment de l'entrée en vigueur de l'expérimentation, et pour les deux molécules, la croissance de la part des ordonnances de biosimilaires accélère dans les établissements traités, ce qui peut suggérer un effet positif de l'expérimentation.

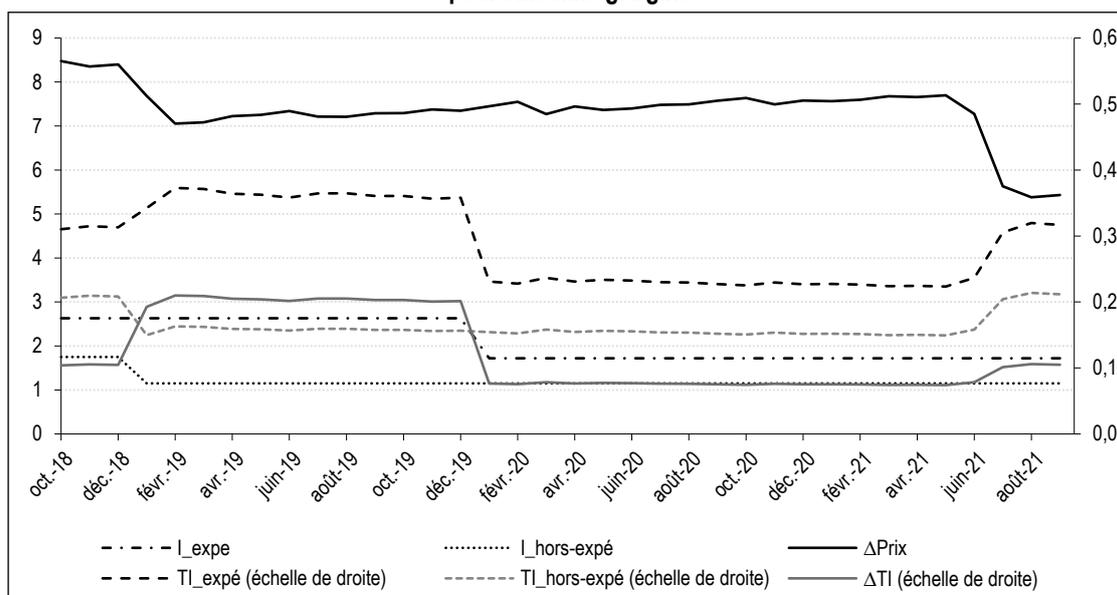
3.2.3. Évolution des incitations et des écarts de prix

Les montants de l'incitation ont été fixés au début de l'expérimentation pour correspondre à 30 % de l'écart de prix entre les médicaments biosimilaires et bioréférents, pour une boîte de référence

de pondération 1. Il en est de même pour celles du CAQES, fixées à 20 % de l'écart de prix. Néanmoins, les prix des médicaments évoluent au cours de la période, conduisant à ce que le rapport entre les incitations et l'écart de prix soit en réalité fluctuant. En effet, les montants des incitations ont été ajustés pour tenir compte de ces évolutions de prix mais avec délai, et plus rapidement dans le cadre du CAQES que dans celui de l'expérimentation (figures III et IV).

Ces délais dans l'ajustement des incitations aux prix, qui plus est différents entre droit commun et expérimentation, conduisent à des variations à la fois des taux d'incitation et du différentiel de taux d'incitation entre expérimentation et droit commun au cours du temps. Pour l'insuline glargine, le taux d'incitation de l'expérimentation et le différentiel de taux d'incitation ont augmenté début 2019, suite à une baisse du différentiel de prix uniquement répercuté dans le montant de l'incitation de droit commun. Ils diminuent ensuite début 2020 avec la baisse du montant de l'incitation de l'expérimentation. Enfin mi-2021 une baisse du différentiel de prix conduit à une hausse des taux d'incitation à la fois pour le droit commun et pour l'expérimentation, et le différentiel de taux d'incitation augmente légèrement. Pour l'éтанercept, le différentiel de prix baisse fortement début 2020, mais les montants des incitations ne sont pas révisés à ce moment-là,

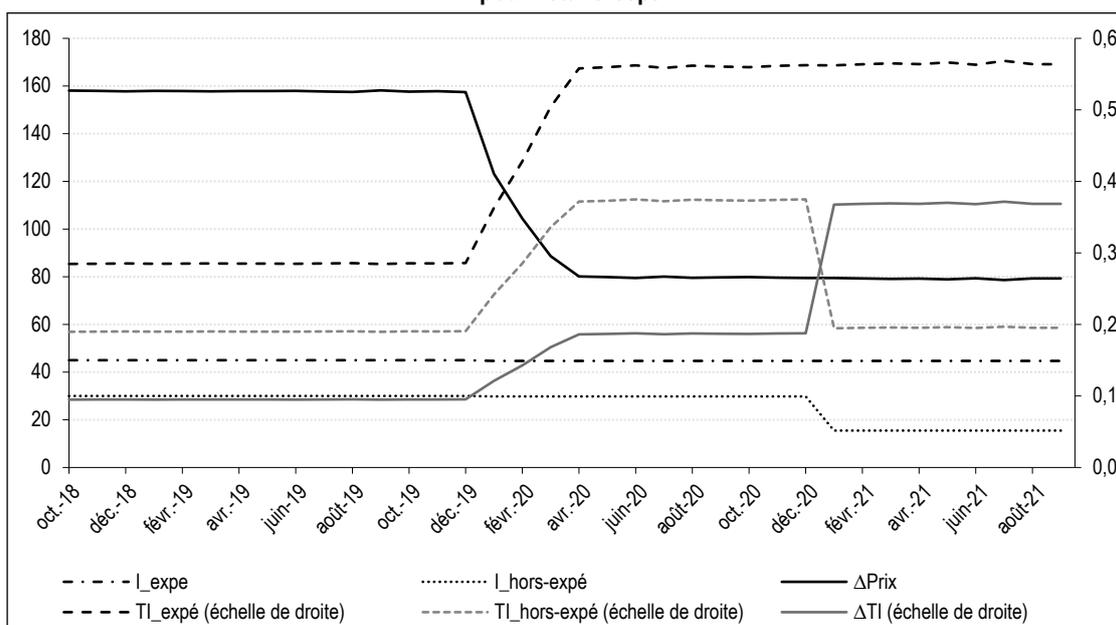
Figure III – Évolution des incitations financières et de la différence de prix entre bioréférent et biosimilaire pour l'insuline glargine



Lecture : en octobre 2018, pour l'insuline glargine, l'incitation financière pour la boîte de référence pour le CAQES (I_hors-expé) est de 1,75 € et de 2,63 € dans le cadre de l'expérimentation (I_expé). La différence de prix moyens (ΔPrix) entre une boîte de pondération 1 du bioréférent et une boîte de pondération 1 du biosimilaire est de 8,5 € à cette même date. Le montant de l'incitation du CAQES est égal à 0,21 de la différence de prix moyens (TI_hors expé) soit 21 % de la différence, et celui de l'expérimentation à 0,31 (TI_expé) soit 31 %. La différence de taux d'incitation avec et sans expérimentation est de 0,1 (ΔTI).

Source et champ : arrêtés ministériels relatifs au CAQES et à l'expérimentation (incitations) ; GERS, base publique du médicament et SNDS 2018-2021 (prix moyens).

Figure IV – Évolution des incitations financières et de la différence de prix entre bioréférent et biosimilaire pour l'étanercept



Lecture : en octobre 2018, pour l'étanercept, l'incitation financière pour la boîte de référence pour le CAQES (L_hors-expé) est de 30 € et de 45 € dans le cadre de l'expérimentation (L_expe). La différence de prix moyens (ΔPrix) entre une boîte de pondération 1 du bioréférent et une boîte de pondération 1 du biosimilaire est 158,1 € à cette même date. Le montant de l'incitation du CAQES est égal à 0,19 de la différence de prix moyens (TI_hors expé) soit 19 % de la différence, et celui de l'expérimentation à 0,28 (TI_expé) soit 28 %. La différence de taux d'incitation avec et sans expérimentation est de 0,09 (ΔTI).

Source et champ : arrêtés ministériels relatifs au CAQES et à l'expérimentation (incitations) ; GERS, base publique du médicament et SNDS 2018-2021 (prix moyens).

conduisant à une hausse des taux d'incitation pour le droit commun et l'expérimentation, ainsi que du différentiel de taux d'incitation. En 2021, le montant de l'incitation pour le droit commun diminue, conduisant à une nouvelle hausse du différentiel d'incitation entre expérimentation et droit commun.

4. Résultats

4.1. Effet de l'expérimentation sur les ordonnances de biosimilaires

Le principal déterminant observé de la probabilité de candidature à l'expérimentation et de sélection des établissements est leur taille ainsi que la taille de leur patientèle (voir résultats du logit dans le tableau A1-1 en annexe A1). Certaines variables n'ont pas d'effet significatifs sur la sélection, comme la part des ordonnances parmi les délivrances ou la part des initiations. Elles sont néanmoins intégrées à l'estimation dans la mesure où leur distribution diffère entre les groupes traités et de contrôles et qu'elles ont bien un effet sur la variable expliquée à travers l'espérance conditionnelle. Comme nous estimons l'effet du traitement par un estimateur doublement robuste qui combine deux approches, il est en effet pertinent d'intégrer à l'estimation les covariables qui contribuent à modéliser l'évolution de la variable expliquée

(*outcome regression*) et la probabilité conditionnelle d'être dans le groupe traité (*inversed probability weighting*).

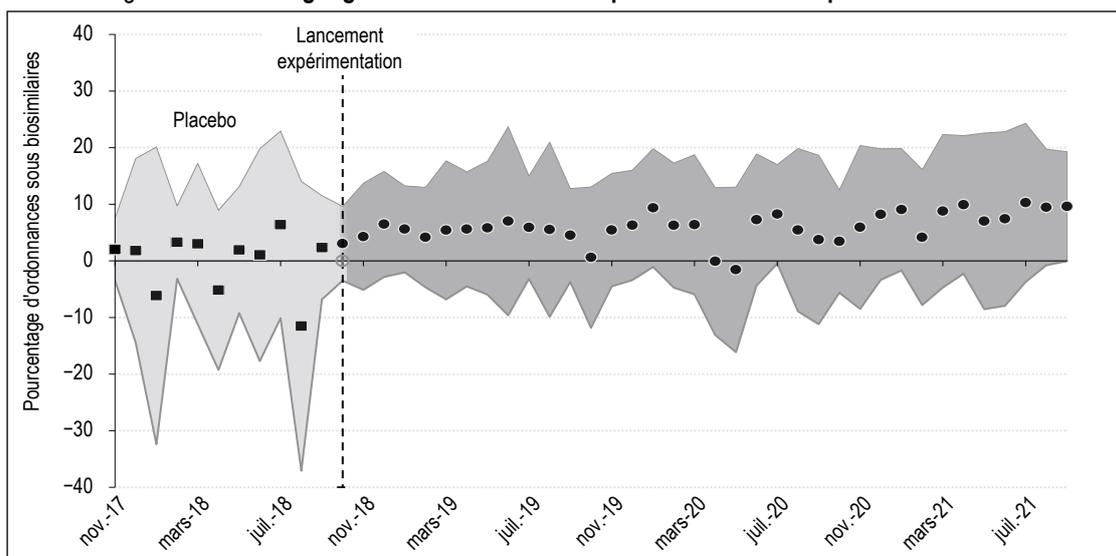
À caractéristiques des établissements comparables, l'effet agrégé de la mesure entre octobre 2018 et septembre 2021 pour l'insuline glargine est estimé à 6,0 points de pourcentage d'ordonnances de biosimilaires (écart-type de cet effet moyen sur les 36 mois de l'expérimentation : 2,6). Il est significatif au seuil de 5 %²⁴. Les effets estimés de la mesure mois après mois ont tendance à augmenter au fil de la période d'étude (figure V et voir tableau A1-2 en annexe A1), mais ces estimations mensuelles sont plus imprécises qu'une estimation en moyenne sur toute la période. L'intervalle de confiance à 95 % comprend zéro chaque mois. Par exemple, en juin 2020, l'effet de la mesure est estimé à 10,6 points de pourcentage avec un intervalle de confiance à 95 % allant de -4,4 à 18,9.

Pour l'étanercept, l'estimation de l'effet agrégé de la mesure entre octobre 2018 et septembre 2021 s'élève à 10,8 points de pourcentage, statistiquement significatif au seuil de 7 %²⁵. L'écart-type de cet effet moyen sur les 36 mois

24. Significatif à 5 % pour $H_0 = \text{effet nul}$. L'effet est significatif au seuil de 3 % avec $H_0 = \text{effet négatif ou nul}$.

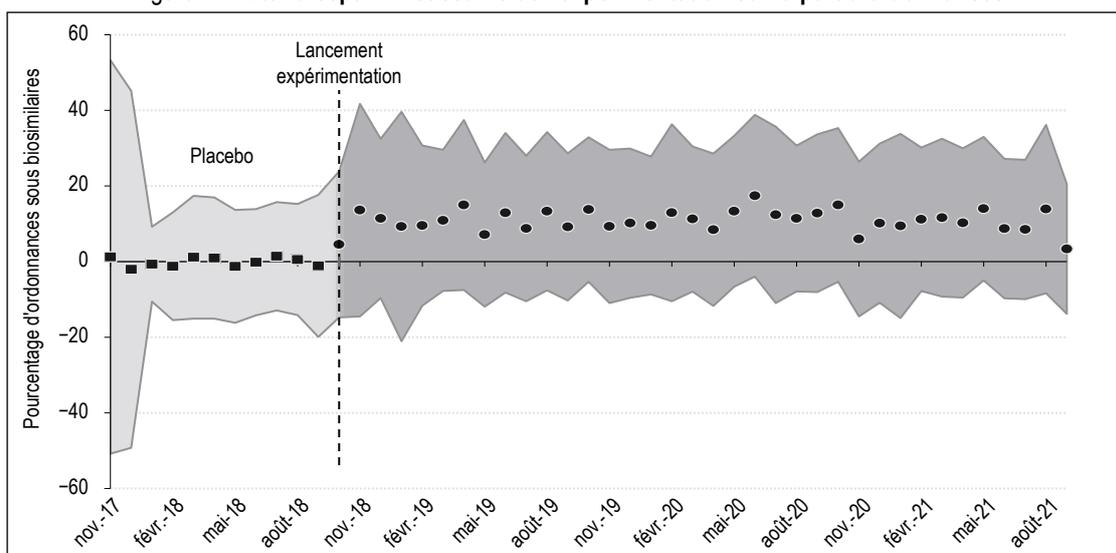
25. Significatif à 7 % pour $H_0 = \text{effet nul}$. L'effet est significatif au seuil de 4 % avec $H_0 = \text{effet négatif ou nul}$.

Figure V – Insuline glargine – Effet estimé de l'expérimentation sur la part d'ordonnances



Note : les points à partir de la barre verticale représentent l'estimation de l'effet de la mesure chaque mois à partir de son lancement. Cet effet est calculé en comparaison avec le mois de septembre 2018, juste avant le lancement de l'expérimentation. Pour le placebo, l'effet est calculé de novembre 2017 à septembre 2018 en comparaison avec le mois d'octobre 2017. Les zones grisées représentent l'intervalle de confiance à 95 %. Source et champ : SNDS, SAE (catégories d'établissements) ; établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée, ou un groupement de coopération sanitaire, et effectuant des PHMEV d'insuline glargine.

Figure VI – Étanercept – Effet estimé de l'expérimentation sur la part d'ordonnances



Note : voir figure V.
Source et champ : SNDS, SAE (catégories d'établissements) ; établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée, ou un groupement de coopération sanitaire, et effectuant des PHMEV d'étanercept.

de l'expérimentation de 6,6 points traduit une grande variabilité selon les établissements.

Les effets mensuels varient entre +3,3 et +17,4 points de pourcentage d'ordonnances de biosimilaire (figure VI et voir tableau A1-2 en annexe A1) mais leur estimation est plus imprécise. Par exemple, en juin 2020, l'effet de la mesure est estimé à 17,4 points de pourcentage avec un intervalle de confiance à 95 % allant de -4,0 à 38,8.

4.2. Tests de robustesse

4.2.1. Placebo

Pour vérifier que le modèle ne conclut pas à un effet causal du dispositif à tort, on estime le même modèle sur la période pré-expérimentation. Aboutir à un effet nul conforte alors la confiance qu'on peut accorder à l'estimation de l'effet causal, plus particulièrement au rééquilibrage des établissements non traités dans le cadre de

la méthode doublement robuste. Pour l'étanercept et l'insuline glargine, l'effet d'appartenir au groupe traité est calculé pour chaque mois de l'année précédant l'expérimentation, de novembre 2017 à septembre 2018, en comparaison avec le premier mois pris en compte pour le modèle, octobre 2017.

En moyenne, l'estimation de cet effet placebo est non significatif et s'élève à -0,1 point de pourcentage pour l'étanercept et 0,2 pour l'insuline glargine : il est bien proche de zéro. Ces chiffres sont à considérer au regard de l'estimation de l'effet causal de l'expérimentation (cf. figures V et VI) : l'effet moyen estimé sur la durée de l'expérimentation est de 6,0 points de pourcentage pour l'insuline glargine et 10,8 pour l'étanercept.

4.2.2. Secteur privé

Nous réalisons une estimation alternative en intégrant les établissements du secteur privé à but non lucratif. Leurs médecins étant – sauf exception – salariés, leurs ordonnances ont a priori plus de chances d'être reliées aux prescriptions de l'établissement que pour les autres établissements privés.

Le nombre d'établissements privés à but non lucratif responsables d'au moins une délivrance en septembre 2018 s'élève à 167 pour l'insuline glargine et à 48 pour l'étanercept, dont respectivement 4 et 3 établissements traités.

Ces établissements sont dans l'ensemble de taille plus réduite et ils réalisent moins d'initiations que dans le secteur public. Parmi les établissements traités, la hausse du recours aux biosimilaires est plus élevée au sein des établissements privés à but non lucratif, quelle que soit la molécule. Néanmoins, l'intégration des établissements privés à but non lucratif dans le modèle économétrique aboutit à une estimation de +7,8 points de pourcentage d'ordonnances de biosimilaires attribuables à l'expérimentation

pour l'insuline glargine (significatif au seuil de 1 %), et +8,1 points de pourcentage pour l'étanercept (significatif au seuil de 10 %), contre respectivement +6,0 et +10,8 points sur les établissements publics uniquement. Les résultats sur l'effet de l'expérimentation sont donc concordants avec ou sans inclusion du secteur privé. Le fait que l'ampleur de l'effet soit moindre pour l'étanercept s'explique principalement par une part plus importante de recours aux biosimilaires parmi les établissements de contrôle du secteur privé non lucratif.

4.3. Efficience de l'expérimentation

Le calcul de l'efficience est réalisé sur le champ des établissements publics traités.

L'effet estimé de l'expérimentation sur la part de boîtes pondérées de biosimilaires délivrées suite à PHMEV est un peu plus faible que celui estimé seulement sur la part d'ordonnances de biosimilaires (tableaux 4 et 5). Outre le champ retenu (délivrances versus ordonnances), la différence s'explique par le fait que les boîtes délivrées incluent des délivrances pour des ordonnances antérieures au début de l'expérimentation – pour être cohérent avec le mécanisme incitatif qui portait sur toutes les délivrances à partir d'octobre 2018, alors que le modèle estimé pour mesurer les effets sur les comportements de prescription ne porte que sur les nouvelles ordonnances à partir d'octobre 2018.

Sur l'ensemble de l'expérimentation, on estime qu'environ 470 000 boîtes – pondérées – d'insuline glargine ont été délivrées en ville suite à PHMEV dans un établissement public traité, pour une dépense totale d'environ 20 millions d'euros, et 230 000 boîtes – pondérées – d'étanercept pour une dépense totale de près de 150 millions d'euros (voir tableaux A2-1 et A2-2 annexe A2²⁶). Sur cette même période, on

26. Le détail des calculs est disponible sur demande auprès des auteurs.

Tableau 4 – Efficience annuelle pour l'insuline glargine

Année	Insuline glargine						
	Effet de l'expérimentation sur la part de biosimilaires parmi les boîtes pondérées (points de %)	Estimation seuil d'efficience	$\frac{\Delta Q_{\text{biosim}}}{Q_{\text{biosim}}^{\text{hors exp}}}$	Efficience (€)	Efficience en part de la dépense hors expérimentation (%)	Estimation effet de substitution (€)	Estimation effet d'aubaine (€)
2018 ⁽¹⁾	2,7	0,15	0,18	1 000	0,1	4 000	-3 000
2019	4,0	0,32	0,18	9 000	0,1	25 000	-45 000
2020	4,4	0,10	0,14	46 000	0,6	42 000	-30 000
2021 ⁽²⁾	6,6	0,11	0,19	53 000	0,9	47 000	-27 000
Ensemble	4,7	0,17	0,17	109 000	0,5	117 000	-105 000

⁽¹⁾ d'octobre 2018 à décembre 2018, ⁽²⁾ jusqu'à septembre 2021.

Source et champ : calculs des auteurs, détails disponibles en Annexe en ligne S1 ; établissements publics de l'expérimentation.

Tableau 5 – Efficience annuelle pour l'étanercept

Année	Étanercept						
	Effet de l'expérimentation sur la part de biosimilaires parmi les boîtes pondérées (points de %)	Estimation seuil d'efficience	$\frac{\Delta Q_{\text{biosim}}}{Q_{\text{biosim}}^{\text{hors expé}}}$	Efficience (€)	Efficience en part de la dépense hors expérimentation (%)	Estimation effet de substitution (€)	Estimation effet d'aubaine (€)
2018 ⁽¹⁾	4,2	0,13	0,18	23 000	0,2	82 000	-60 000
2019	11,2	0,13	0,37	623 000	1,2	954 000	-346 000
2020	11,6	0,35	0,30	21 000	0,0	383 000	-453 000
2021 ⁽²⁾	9,8	0,85	0,23	-493 000	-1,4	200 000	-749 000
Ensemble	10,4	0,24	0,29	173 000	0,1	1 619 000	-1 608 000

⁽¹⁾ d'octobre 2018 à décembre 2018, ⁽²⁾ jusqu'à septembre 2021.

Source et champ : calculs des auteurs, détails disponibles en Annexe en ligne S1 ; établissements publics de l'expérimentation.

estime que l'expérimentation a conduit à un gain total, rapporté à la dépense qui aurait été réalisée au titre des biomédicaments par les hôpitaux publics traités en l'absence d'expérimentation, de 0,5 % pour l'insuline glargine et 0,1 % pour l'étanercept. La part d'économies sur l'ensemble de la période est donc plus importante pour l'insuline glargine que pour l'étanercept, alors que l'effet estimé de l'expérimentation sur les prescriptions est plus important pour ce dernier. Mais ce résultat global cache en réalité des effets annuels contrastés pour les deux molécules, qui dépendent non seulement de l'effet de l'expérimentation sur les prescriptions, mais aussi de l'évolution du recours aux biosimilaires dans la situation contrefactuelle (avec une part de biosimilaires qui globalement double pour les deux molécules sur la période d'expérimentation), et de l'évolution des prix et des incitations. Pour mieux les appréhender, on présente pour chaque année, en plus de l'estimation des économies nettes, l'estimation des effets de la substitution et d'aubaine.

Pour l'insuline glargine, les économies engendrées par l'expérimentation représentent une part croissante de la dépense hors expérimentation au cours du temps, pour atteindre 0,9 % en 2021. L'effet d'aubaine est d'une ampleur maximale en 2019, au moment où l'écart de prix entre bioréférent et biosimilaire diminue et où le taux d'incitation de l'expérimentation et le différentiel de taux d'incitation entre expérimentation et droit commun augmentent (cf. figure III). En 2020, l'effet de la substitution croît en raison d'une hausse de l'effet sur les prescriptions et d'une baisse du taux d'incitation de l'expérimentation. La même année, l'ampleur des effets d'aubaine diminue, avec la baisse du différentiel de taux d'incitation entre expérimentation et droit commun.

Pour l'étanercept, l'efficience est la plus élevée en 2019, les économies engendrées par

l'expérimentation atteignent 1,2 % de la dépense hors expérimentation : la hausse de recours aux biosimilaires compense largement, grâce à la différence de prix entre biosimilaires et bioréférents, l'effet d'aubaine. En 2020, la baisse de l'écart de prix entre biosimilaires et bioréférents (cf. figure IV) conduit à une hausse du taux d'incitation de l'expérimentation et donc à une baisse de l'effet de la substitution. À cela s'ajoute en 2021 un fort accroissement de l'effet d'aubaine, suite à une hausse du différentiel de taux d'incitation, conduisant à une économie nette estimée négative.

* *
*

Dans cet article, nous évaluons l'effet d'une incitation financière et organisationnelle à la prescription hospitalière de médicaments biosimilaires délivrés en ville, en comparant l'évolution des prescriptions de biosimilaires dans les établissements participant à l'expérimentation à celle d'établissements aux caractéristiques observées comparables ne participant pas. Les résultats indiquent que l'expérimentation a conduit, pour les établissements publics, à une hausse de la part des prescriptions de biosimilaires estimée à 6,0 points de pourcentage pour l'insuline glargine et 10,8 pour l'étanercept, toutes choses égales par ailleurs, en moyenne sur les trois ans de traitement. Même si cet effet est plus modeste que l'effet initialement attendu de la mesure (+15 points de pourcentage), il témoigne de l'intérêt du design du schéma incitatif testé. L'incitation financière dans le cadre de l'expérimentation – fixée théoriquement à 30 % des économies réalisées grâce à la prescription de biosimilaires – n'est que de 10 points supérieure à celle versée dans le cadre du droit commun, or l'expérimentation semble avoir conduit à une hausse plus nette et plus

rapide de la prescription de biosimilaires dans les hôpitaux traités. Même si l'évaluation quantitative ne permet pas de distinguer ce qui relève, dans ces effets, de l'incitation financière et de l'incitation organisationnelle, ces résultats positifs suggèrent que le reversement de l'incitation auprès des services concernés a sans doute été un facteur déterminant dans les changements de comportement des prescripteurs hospitaliers. Par ailleurs, le fait que l'effet soit plus modeste pour l'insuline glargine que pour l'étanercept pourrait être dû au fait que la première molécule est prescrite de façon plus diffuse par de nombreuses spécialités et services, alors que la seconde est prescrite dans des spécialités moins nombreuses, favorisant l'efficacité d'actions ciblées auprès des services concernés. Par exemple, la répartition des gains auprès des services est plus facile en pratique pour des molécules prescrites dans des services hospitaliers facilement identifiables en amont, puisque les remontées des données ne permettent pas systématiquement d'identifier les prescripteurs individuellement au sein des hôpitaux à ce jour. En raison d'un différentiel de prix beaucoup plus important pour l'étanercept, le montant de l'incitation financière est par ailleurs bien plus élevé que pour l'insuline glargine.

Les résultats de cette évaluation font écho aux prédictions de l'économie comportementale car les caractéristiques de cette expérimentation en reprennent certains principes. Cette littérature a notamment montré qu'au-delà de l'importance de leur montant, les incitations financières sont plus efficaces pour agir sur la motivation des acteurs lorsqu'elles sont séparées de façon visible des rémunérations habituelles (Emanuel *et al.*, 2016). Un autre élément permettant de jouer sur la motivation consiste à fixer des objectifs progressifs qui tiennent compte de la situation de départ, en évitant des seuils qui soient trop faciles à atteindre pour certains ou semblent hors de portée pour d'autres. En revanche, la mise en œuvre de cette expérimentation a été peu accompagnée d'outils de pilotage, alors que les interventions testées, notamment auprès de professionnels de santé, soulignent l'importance de fournir fréquemment de l'information en retour auprès des acteurs ciblés pour soutenir leur engagement (Fox *et al.*, 2020).

Les résultats du modèle économétrique nous ont ensuite permis de modéliser les dépenses qui auraient eu lieu en l'absence d'expérimentation dans une analyse de l'efficacité mettant au regard les dépenses et les économies réalisées grâce à cette expérimentation. Le gain total estimé,

rapporté à la dépense qui aurait été réalisée au titre des biomédicaments par les hôpitaux publics traités en l'absence d'expérimentation, s'élève à 0,5 % pour l'insuline glargine et 0,1 % pour l'étanercept sur l'ensemble de la période. L'efficacité de l'expérimentation évolue au cours du temps, en fonction de l'écart de prix entre médicaments bioréférents et médicaments biosimilaires, du taux d'incitation de l'expérimentation, de l'écart de taux d'incitation entre expérimentation et droit commun, et du recours aux biosimilaires qui aurait été observé en l'absence d'expérimentation. La diffusion des biosimilaires conduit à des baisses de prix, et il est possible qu'une expérimentation de grande ampleur y contribue. Cet effet potentiel positif de l'expérimentation n'est pas mesurable ici, mais est à prendre en compte pour une généralisation de ce type de dispositif. Ces résultats suggèrent en tout état de cause l'importance d'un pilotage fin des incitations dans des dispositifs de partage des gains, au plus près des variations de prix des médicaments. Cependant, même si les incitations avaient évolué plus finement avec l'évolution des prix, les économies réalisées dans le cadre de l'expérimentation auraient été limitées par l'effet d'aubaine sur les biosimilaires qui auraient été prescrits même en l'absence d'expérimentation, dans un contexte de forte progression de ces derniers.

Cette évaluation présente certaines limites liées au fait que les hôpitaux participants ont été volontaires pour participer à l'expérimentation. Les établissements traités se distinguent par leur motivation et leur taille importante, des caractéristiques corrélées avec leur comportement de prescription. Cela a été pris en compte autant que possible dans l'estimation économétrique en contrôlant de la sélection sur des caractéristiques observées, mais l'effet estimé reste en tout état de cause un effet local qui ne peut être extrapolé pour estimer l'effet qu'aurait cette mesure sur l'ensemble des établissements français. De plus, les calculs réalisés n'incluent pas les prescriptions des établissements de santé privés, faute de remontées complètes pour le secteur à but lucratif.

Par ailleurs, cette évaluation porte sur l'ensemble de la durée de l'expérimentation initialement prévue, soit trois années. Les résultats indiquent que sur cette période, ses effets sur les prescriptions de biosimilaires ont à minima été constants dans le temps (pour l'étanercept), voire croissants au cours de la période (pour l'insuline glargine). Cette incitation basée sur le partage des gains semble donc efficace à moyen terme, mais il est trop tôt pour déterminer dans

quelle mesure elle pourrait l'être à plus long terme. D'un côté, il est possible qu'une fois les habitudes de prescription modifiées, elle puisse conduire à des effets durables, auquel cas il peut être préférable de réduire les incitations à terme, de les interrompre, ou de les orienter vers de nouvelles molécules, pour ne pas financer des effets d'aubaine. D'un autre côté, une réduction des incitations pourrait conduire à un essoufflement et justifier au contraire une incitation continue, mais au prix d'effets d'aubaine importants. À ce stade, la durée nécessaire de ce type d'intervention, ainsi que le niveau optimal des incitations, restent donc ouverts.

Enfin, cette expérimentation a lieu dans un moment de diffusion des biosimilaires, portée par une sensibilisation accrue des médecins hospitaliers et libéraux. Il est probable que l'effet des incitations à la prescription de biosimilaires dépende de la marge de progression : la part des biosimilaires dans les établissements n'ayant pas participé à l'expérimentation a continué d'augmenter ces dernières années grâce à d'autres facteurs, dont l'incitation de droit commun dans le cadre du CAQES. Il est donc possible qu'une généralisation de la mesure conduise à des effets plus faibles sur les prescriptions du fait même de l'expansion générale des biosimilaires. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/8186061/ES542_Atta-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Arnaud, A., Lefebvre, G., Mikou, M. & Portela, M. (2022).** *Les dépenses de santé en 2021 – édition 2022*. Résultats des comptes de la santé, DREES. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications-documents-de-referance-communique-de-presse/panoramas-de-la-drees/CNS2022>
- ANSM (2022).** *État des lieux sur les médicaments biosimilaires*, février. <https://ansm.sante.fr/uploads/2022/05/11/20220511-rs-biosimilaires-vf-06052022.pdf>
- Bras, P.-L. (2020).** La rémunération des médecins à la performance : efficacité clinique ou efficacité symbolique ? *Les Tribunes de la santé*, juin 2020. <https://doi.org/10.3917/seve1.064.0061>
- Callaway, B. & Sant'Anna, P. (2021).** Difference-in-Differences with Multiple Time Periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200–230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Constantinou, P., Sicsic, J. & Franc, C. (2016).** Effect of pay-for-performance on cervical cancer screening participation in France. *International Journal of Health Economics and Management*, 17(2), 181–201. <https://doi.org/10.1007/s10754-016-9207-3>
- Dahmouh, A. (2019).** Médicaments biosimilaires : l'hôpital, premier vecteur de leur diffusion. *Études et Résultats* N° 1123, DREES. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1123.pdf>
- Eckhardt, H., Smith, P. & Quentin, W. (2019).** Pay for Quality: using financial incentives to improve quality of care. In: Busse, R., Klazinga, N., Panteli, D., Quentin, W., *Improving healthcare quality in Europe?* OCDE, European Observatory on Health Systems and Policies. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/books/NBK549278/>
- Emanuel, E. J., Ubel, P. A., Kessler, J. B., Meyer, G. S., Muller, R. W., Navathe, A. S., Patel, P. H., Pearl, R. M., Rosenthal, M. B., Sacks, L., Sen, A. P., Sherman, P. & Volpp, K. G. (2015).** Using Behavioral Economics to Design Physician Incentives That Deliver High-Value Care. *Annals of Internal Medicine*, 164(2), 114. <https://doi.org/10.7326/m15-1330>
- Fox, C. R., Doctor, J. N., Goldstein, N. J., Meeker, D., Persell, S. D. & Linder, J. A. (2020).** Details matter: predicting when nudging clinicians will succeed or fail. *The BMJ*, m3256. <https://doi.org/10.1136/bmj.m3256>
- Gallini, A. & Taboulet, F. (2013).** Effets de la sélection de médicaments des centres hospitaliers universitaires sur les prescriptions en ville : une analyse sur neuf classes pharmacologiques. *Revue française des affaires Sociales*, 3, 42–67. <https://doi.org/10.3917/rfas.126.0042>

- Gouvernement (2022).** Rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale : Annexe 1 maladie, Projet de loi d'approbation des comptes de sécurité sociale. https://evaluation.securite-sociale.fr/files/live/sites/Repss/files/M%3%a9diath%3%a8que/Maladie/PLACSS_REPSS_2022_Maladie.pdf
- Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009).** Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86. <https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Lancry, P. (2007).** Médicament et régulation en France. *Revue française des affaires sociales*, 25–51. <https://doi.org/10.3917/rfas.073.0025>
- Michel-Lepage, A. & Ventelou, B. (2015).** 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>
- Robinson, J. C. & Jarrion, Q. (2021).** Competition from biosimilars drives price reductions for biologics in the French Single-Payer health system. *Health Affairs*, 40(8), 1190–1197. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2021.00070>
- Saint-Lary, O. & Sicsic, J. (2015).** Impact of pay for performance programme on French GPs' consultation length. *Health Policy*, 119, 417–426. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2014.10.001>
- Sant'Anna P. H. & Zhao, J. (2020).** Doubly Robust Difference-in-Differences Estimators. *Journal of Econometrics*, 219(1), 101–122. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.06.003>
- Sécurité sociale (2019).** Le marché du médicament en officine de ville en France en 2018. *Les Comptes de la Sécurité Sociale*, 106–109, juin 2019. https://www.securite-sociale.fr/files/live/sites/SSFR/files/medias/CCSS/2019/FICHE_ECLAIRAGE/CCSS-FICHE_ECLAIRAGE-JUIN_2019-MARCHE_DU_MEDICAMENT_EN_OFFICINE_DE_VILLE_FRANCE_2018.pdf
- Sécurité sociale (2022).** Le marché du médicament en officine de ville en 2021. *Les Comptes de la Sécurité Sociale*, 108–111, juillet 2022. https://www.securite-sociale.fr/files/live/sites/SSFR/files/medias/CCSS/2022/Fiches%3%a9clairages-Juillet_2022/CCSS-Fiche_eclairage-Juillet_2022-Le_march%C3%A9_du_m%C3%A9dicament_en_officine_de_ville_en_2021.pdf
- Sicsic, J. & Franc, C. (2016).** 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>
- Tano, M. F., Paubel, P., Ribault, M. & Degrossat-Théas, A. (2023).** What About Offering a Financial Incentive Directly to Clinical Units to Encourage the Use of Biosimilars? Results of a Two-Year National Experiment in France. *Applied Health Economics and Health Policy*, 21(5), 799–811. <https://doi.org/10.1007/s40258-023-00812-w>
-

ANNEXE A1

**RÉSULTATS DES ESTIMATIONS SUR L'EFFET DE L'EXPÉRIMENTATION
SUR LES COMPORTEMENTS DE PRESCRIPTION DES BIOSIMILAIRES À L'HÔPITAL**

Le nombre d'établissements présents dans l'échantillon varie chaque mois, car certains établissements de contrôle peuvent ne pas avoir d'ordonnances un certain mois. Sur 530 établissements prescripteurs d'insuline glargine, près de 350 ont une ordonnance d'insuline glargine chaque mois et sont donc systématiquement dans l'échantillon. C'est le cas d'un peu de plus de 90 des établissements pour l'étanercept parmi les 270 établissements prescripteurs du groupe de contrôle. Le panel cylindré est donc substantiellement plus restreint que l'échantillon non cylindré utilisé pour les estimations. Un modèle logit aboutissant aux probabilités de sélection est implémenté pour chaque mois de traitement, en ne tenant compte que des établissements présents ce mois-ci et en septembre 2018 (période pré-traitement). Les résultats du logit pour le premier mois de l'expérimentation (octobre 2018) sont présentés ci-après.

Tableau A1-1 – Résultats du logit prédisant la probabilité qu'un établissement ait candidaté et ait été sélectionné dans le cadre de l'expérimentation, pour l'insuline glargine et l'étanercept, en octobre 2018

	Insuline glargine		Étanercept	
	odds ratio	p-value	odds ratio	p-value
Constante	0,065	0,061.	0,020	0,003**
Nombre moyen d'ordonnances mensuelles	0,999	0,715	1,074	0,001***
Part d'ordonnances parmi les délivrances mensuelles	0,968	0,139	0,995	0,884
Part d'initiations parmi les ordonnances mensuelles	0,999	0,979	0,987	0,833
Nombre de lits	1,011	0,000***	1,000	0,942
carré	1,000	0,047*	1,000	0,862
Nombre de médecins salariés	0,986	0,001***	0,995	0,283
carré	1,000	0,057.	1,000	0,257
Nombre de dermatologues-vénérologues- allergologues et de rhumatologues			1,672	0,000***
carré			0,986	0,002**

Note : significativité aux seuils de 10 % « . » ; 5 % « * » ; 1 % « ** » ; 0,1 % « *** ».

Lecture : les coefficients présentés correspondent aux rapports des chances relatives (odds ratios) issus d'une régression logistique, à caractéristiques observables données. Ainsi, pour l'étanercept, une augmentation de 1 du nombre moyen d'ordonnances par mois augmente la probabilité de participer à l'expérimentation plutôt que de ne pas y participer de 7,4 % (odds ratio de 1,074).

Source et champ : SNDS 2017-2018 (calcul des moyennes mensuelles du nombre d'ordonnances, de la part de délivrances suite à une ordonnance et de la part des initiations) ; DSS (liste des établissements traités) ; SAE 2019 (lits et nombre de médecins) ; établissements publics pour lesquels au moins une ordonnance en septembre 2018 et une en octobre 2018 ont été identifiées.

Tableau A1-2 – Résultats de l'estimation de l'effet de l'expérimentation sur la part d'ordonnances

Mois	Insuline glargine				Étanercept			
	ATT(g,t)	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 %		ATT(g,t)	Erreur standard	Intervalle de confiance à 95 %	
Novembre 2017	2,0	2,0	-3,5	7,5	1,2	19,1	-50,8	53,3
Décembre 2017	1,8	5,8	-14,4	18,1	-2,0	17,3	-49,2	45,1
Janvier 2018	-6,1	9,3	-32,4	20,1	-0,7	3,6	-10,6	9,2
Février 2018	3,3	2,3	-3,1	9,7	-1,2	5,2	-15,5	13,0
Mars 2018	3,0	5,1	-11,2	17,2	1,2	6,0	-15,1	17,4
Avril 2018	-5,2	5,0	-19,3	8,9	0,9	5,9	-15,1	17,0
Mai 2018	1,9	4,0	-9,2	13,1	-1,3	5,5	-16,2	13,7
Juin 2018	1,1	6,7	-17,7	19,8	-0,2	5,2	-14,2	13,9
Juillet 2018	6,4	5,9	-10,1	22,9	1,4	5,3	-12,9	15,7
Août 2018	-11,5	9,1	-37,1	14,0	0,6	5,4	-14,1	15,2
Sept. 2018	2,4	3,3	-6,8	11,5	-1,1	6,9	-19,9	17,6
Octobre 2018	3,1	2,3	-3,5	9,6	4,6	7,1	-14,7	23,9
Novembre 2018	4,3	3,3	-5,1	13,7	13,6	10,3	-14,5	41,7
Décembre 2018	6,5	3,3	-2,8	15,8	11,4	7,7	-9,6	32,5
Janvier 2019	5,6	2,7	-2,0	13,3	9,3	11,1	-21,1	39,6
Février 2019	4,2	3,1	-4,7	13,0	9,5	7,8	-11,7	30,7
Mars 2019	5,4	4,3	-6,8	17,7	10,9	6,9	-7,8	29,6
Avril 2019	5,6	3,6	-4,5	15,7	15,0	8,2	-7,5	37,4
Mai 2019	5,8	4,2	-6,0	17,6	7,1	7,0	-11,9	26,2
Juin 2019	7,0	5,9	-9,6	23,7	12,9	7,7	-8,2	34,0
Juillet 2019	5,9	3,2	-3,2	15,0	8,7	7,1	-10,5	28,0
Août 2019	5,5	5,5	-9,9	21,0	13,3	7,7	-7,6	34,2
Sept. 2019	4,5	2,9	-3,7	12,8	9,2	7,1	-10,3	28,6
Octobre 2019	0,6	4,4	-11,8	13,1	13,8	7,0	-5,3	32,9
Novembre 2019	5,5	3,5	-4,5	15,4	9,3	7,4	-11,0	29,6
Décembre 2019	6,3	3,4	-3,4	16,0	10,2	7,2	-9,6	29,9
Janvier 2020	9,4	3,7	-1,1	19,8	9,6	6,7	-8,7	27,8
Février 2020	6,3	3,9	-4,7	17,3	12,9	8,6	-10,5	36,3
Mars 2020	6,4	4,4	-5,9	18,7	11,3	7,0	-7,9	30,5
Avril 2020	-0,1	4,6	-13,1	12,9	8,4	7,4	-11,7	28,6
Mai 2020	-1,6	5,2	-16,1	13,0	13,3	7,3	-6,6	33,3
Juin 2020	7,3	4,1	-4,4	18,9	17,4	7,8	-4,0	38,8
Juillet 2020	8,3	3,1	-0,5	17,0	12,4	8,6	-11,0	35,7
Août 2020	5,4	5,1	-8,9	19,8	11,4	7,1	-7,9	30,7
Sept. 2020	3,7	5,3	-11,2	18,7	12,8	7,7	-8,0	33,6
Octobre 2020	3,4	3,2	-5,6	12,5	15,0	7,5	-5,3	35,3
Novembre 2020	5,9	5,1	-8,5	20,4	6,0	7,5	-14,5	26,4
Décembre 2020	8,2	4,1	-3,4	19,8	10,2	7,7	-10,9	31,2
Janvier 2021	9,1	3,8	-1,7	19,8	9,4	8,9	-14,9	33,8
Février 2021	4,2	4,2	-7,8	16,1	11,2	7,0	-7,8	30,2
Mars 2021	8,8	4,8	-4,7	22,3	11,6	7,7	-9,3	32,5
Avril 2021	9,9	4,3	-2,3	22,1	10,2	7,2	-9,5	30,0
Mai 2021	7,0	5,5	-8,5	22,6	14,0	7,0	-5,0	33,0
Juin 2021	7,4	5,5	-7,9	22,8	8,7	6,8	-9,7	27,2
Juillet 2021	10,3	5,0	-3,7	24,3	8,5	6,8	-9,9	26,9
Août 2021	9,5	3,6	-0,8	19,7	13,9	8,2	-8,4	36,1
Sept. 2021	9,6	3,4	0,0	19,3	3,3	6,3	-13,8	20,5
ATT agrégé	6,0	2,6	0,8	11,1	10,8	6,6	-2,2	23,9
p-value test de tendance parallèle pré-traitement :	0,88				1,00			

Note : l'ATT donne l'estimation de l'effet de la mesure chaque mois à partir de son lancement. Cet effet est calculé en comparaison avec le mois de septembre 2018, juste avant le lancement de l'expérimentation. Les effets pour la période précédant le lancement de l'expérimentation sont calculés, au titre du placebo, de novembre 2017 à septembre 2018 en comparaison avec le mois d'octobre 2017. Ils n'entrent pas en compte dans le calcul de l'ATT.

Source et champ : SNDS 2017-2021, SAE 2019 (catégories d'établissements) : établissements publics comprenant au moins un centre hospitalier, un établissement de soins de longue durée, ou un groupement de coopération sanitaire, et effectuant des PHMEV d'insuline glargine et d'étanercept.

ANNEXE A2

**DÉCOMPOSITION DE LA DÉPENSE TOTALE AVEC ET SANS EXPÉRIMENTATION
SUR L'ENSEMBLE DE LA PÉRIODE D'EXPÉRIMENTATION**

Tableau A2-1 – **Insuline glargine**

Insuline glargine		Sans expérimentation (contrefactuel)	Avec expérimentation
Bioréférénts	Nombre de boîtes pondérées	336 000	314 000
	Prix moyen de la boîte de pondération 1 (€)	45	
	Remboursements (€)	15 089 000	14 000 000
Biosimilaires	Nombre de boîtes pondérées	134 000	157 000
	Prix moyen de la boîte de pondération 1 (€)	38	
	Remboursements (€)	5 074 000	5 904 000
Incitations (€)		156 000	306 000
Dépense totale (€)		20 319 000	20 209 000
Efficience (€)		109 000	
Efficience en part de la dépense hors expérimentation		0,5 %	

Note : les montants de remboursements ont été estimés sous l'hypothèse d'un remboursement à 100 % par l'Assurance maladie.
Lecture : entre octobre 2018 et septembre 2021, la dépense totale pour les remboursements de médicaments bioréférénts d'insuline glargine liés aux PHMEV des établissements de l'expérimentation s'élève à 14 000 000 €. Dans le même temps, en l'absence d'expérimentation, cette dépense est estimée à 15 089 000 €.

Source et champ : calculs des auteurs ; établissements publics de l'expérimentation, période octobre 2018 – septembre 2021.

Tableau A2-2 – **Étanercept**

Étanercept		Sans expérimentation (contrefactuel)	Avec expérimentation
Bioréférénts	Nombre de boîtes pondérées	149 000	125 000
	Prix moyen de la boîte de pondération 1 (€)	675	
	Remboursements (€)	100 983 000	84 712 000
Biosimilaires	Nombre de boîtes pondérées	83 000	107 000
	Prix moyen de la boîte de pondération 1 (€)	557	
	Remboursements (€)	46 302 000	59 704 000
Incitations (€)		2 106 000	4 801 000
Dépense totale (€)		149 390 000	149 217 000
Efficience (€)		173 000	
Efficience en part de la dépense hors expérimentation		0,1 %	

Note : les montants de remboursement ont été estimés sous l'hypothèse d'un remboursement à 100 % par l'Assurance maladie.
Lecture : entre octobre 2018 et septembre 2021, la dépense totale pour les remboursements de médicaments bioréférénts d'étanercept liés aux PHMEV des établissements de l'expérimentation s'élève à 84 712 000 €. En l'absence d'expérimentation, cette dépense est estimée à 100 983 000 €.

Source et champ : calculs des auteurs ; établissements publics de l'expérimentation, période octobre 2018 – septembre 2021.

N° 541 (2023)

- Discriminations dans l'accès à l'emploi : les effets croisés du genre, de l'origine et de l'adresse / *Discrimination in Access to Employment: The Combined Effects of Gender, Origin and Address* – Sylvain Chareyron, Yannick L'Horty & Pascale Petit
- La régulation des prix des alcools en France : quel scénario de réforme pour une politique proportionnée aux objectifs de santé publique et d'équité fiscale ? / *Alcohol Price Regulation in France: Choosing a Reform Scenario to Achieve Public Health and Tax Fairness Objectives* – Sébastien Lecocq, Valérie Orozco, Christine Boizot-Szantai, Céline Bonnet & Fabrice Etilé
- Les stéréotypes de genre en Europe / *Gender Stereotypes in Europe* – Clotilde Coron
- La non-imposition des loyers imputés : un cadeau pour Harpagon ? Une estimation dans le cas de la France / *Non-Taxation of Imputed Rent: A Gift to Scrooge? Evidence from France* – Montserrat Botey & Guillaume Chapelle

N° 540 (2023)

- Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France / *Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France* – Michaël Sicsic
- Les délocalisations jouent-elles encore un rôle dans le déclin de l'emploi industriel ? / *Does Offshoring Still Play a Role in the Decline in Manufacturing Employment?* – Camille Beaurepaire & Victor Laviolle
- Aides publiques et performances des entreprises nées mondiales / *Public Aid and the Performance of Born Globals* – Flora Bellone, Catherine Laffineur & Sophie Pommet
- Brexit et exportations agricoles et alimentaires bretonnes / *Brexit and Breton Agricultural and Food Exports* – Angela Chepeta, Marilyne Huchet & Lucile Henry

N° 539 (2023)

- Au-delà du PIB : une évaluation de la croissance du bien-être monétaire dans 14 pays européens et aux États-Unis / *Beyond GDP: A Welfare-Based Estimate of Growth for 14 European Countries and the USA Over Past Decades* – Jean-Marc Germain
 - Produits numériques gratuits et mesures agrégées de l'activité économique / *Free Digital Products and Aggregate Economic Measurement* – Diane Coyle & David Nguyen
- TÉLÉTRAVAIL ET PRODUCTIVITÉ / TELEWORK AND PRODUCTIVITY*
- Les liens entre télétravail et productivité pendant et après la pandémie de Covid-19 / *The Role of Telework for Productivity During and Post COVID-19* – Chiara Criscuolo, Peter Gal, Timo Leidecker, Francesco Losma & Giuseppe Nicoletti
 - Télétravail et productivité avant, pendant et après la pandémie de Covid-19 / *Telework and Productivity Before, During and After the COVID-19 Crisis* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Simon Drapala
 - Commentaire – Télétravail et productivité trois ans après les débuts de la pandémie / *Comment – Telework and Productivity Three Years After the Start of the Pandemic* – Pierre Pora

N° 538 (2023)

VIEILLISSEMENT ET RETRAITE / AGEING AND RETIREMENT

- Vieillesse, retraites et dépendance – Introduction / *Ageing, Pensions and Dependency – Introduction* – Didier Blanchet
- Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes / *Dynamic of the Disabling Process in Ageing Populations* – Mahdi Ben Jelloul, Antoine Bozio, Elsa Perdrix, Audrey Rain & Léa Toulemon
- Le recours aux établissements pour personnes âgées en France (2008-2015) : le rôle de l'entourage familial / *Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources* – Amélie Carrère, Emmanuelle Cambois & Roméo Fontaine
- Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière / *The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game* – Eve Caroli, Catherine Pollak & Muriel Roger
- Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ? / *Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension?* – Luc Arrondel, Loïc Gautier, Aurélie Lemonnier & Laurent Soulat
- Les perspectives financières du système de retraite et du niveau de vie des retraités à l'horizon 2070 / *Financial Outlook for the Pension System and the Standard of Living of Pensioners by 2070* – Frédérique Nortier-Ribordy

N° 536-37 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ? / *Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed?* – Ariane Pailhé, Anne Solaz, Lionel Wilner & l'équipe EpiCov
- Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ? / *Couples in Lockdown: "La vie en rose"?* – Hugues Champeaux & Francesca Marchetta
- *Commentaire* – La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ? / *Comment – Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families?* – Hélène Couprie
- Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ? / *Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?* – Marie-Laure Breuillé, Julie Le Gallo & Alexandra Verhiac
- Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration / *COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration* – Sylvain Chareyron, Camille Régner & Florent Sari
- Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux / *Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects* – Mallory Bedel-Mattmuller, Fadia El Kadiri & Lorraine Felder Zentz

ARTICLE

- Le déficit protéique français – Une analyse prospective / *Protein Deficit in France – A Prospective Analysis* – Alexandre Gohin & Alice Issanchou

N° 534-35 (2022) – VARIA

- Les anticipations d'inflation des ménages en France : leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19 / *Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis* – Erwan Gautier & Jérémie Montornès
- Crise sanitaire et situation financière des ménages en France – Une étude sur données bancaires mensuelles / *The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data* – Odran Bonnet, Simon Boutin, Tristan Loisel & Tom Olivia
- Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises : une analyse sur données d'entreprises françaises / *Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Joffrey Stary
- Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement / *Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process* – Bertrand Lhommeau & Véronique Rémy
- Le programme hexagonal de développement rural : quelle contribution à l'attractivité des territoires ? / *The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions?* – Marielle Berriet-Sollic, Abdoul Diallo, Cédric Gendre, Vincent Larmet, Denis Lépicier & Lionel Védrine
- Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation économique des effets de long terme sur la mortalité / *Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality* – Olivier Chanel

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 manuscrits doivent être adressés au secrétariat 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. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots 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 ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) 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 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. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, 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 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- 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° 542 - 2024

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162435-1 - ISSN 0336-1454 - ECO 542
Parution mai 2024 - PRIX : 22 €

