

# 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\*\* et Roméo Fontaine\*\*

---

**Résumé** – La progression notable de la part de personnes très âgées dans la population ne s'est pas traduite en France par une forte augmentation du recours aux établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPA). Dans cet article, nous proposons d'analyser la contribution à cette évolution des facteurs individuels de recours : l'âge, le niveau d'éducation, le sexe, le type d'incapacité et l'entourage familial. À partir des données de enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et Capacités et Aides et REssources des seniors (2015-2016), nous estimons la probabilité de vivre en EHPA chez les individus de 75 ans et plus comme une fonction de ces différents facteurs. Une décomposition permet de montrer que la progression de la part des très âgés et des incapacités sévères accroît le recours global, mais que cet accroissement est contrebalancé par l'augmentation des ressources familiales. Le niveau de recours associé aux différents facteurs est stable. La prise en charge à domicile semble positivement influencée par des effets de composition, liés à un entourage familial plus étoffé ; en revanche elle ne semble pas liée, à situation donnée, à une diminution du recours aux EHPA.

**Abstract** – *The substantial increase in the proportion of very old people in the population has not given rise to a large increase in institutional long-term care (LTC) in France. In this article, we aim to analyse the contribution of individual factors to this trend: age, level of education, gender, type of disability and the family environment. Based on data from the Handicap-Santé 2008-2009 survey and Capacités et Aides et REssources des seniors (CARE) 2015-2016 survey, we estimate the change in the probability that an individual aged 75 or over will be living in an institution based on these various factors. A decomposition shows that the increase in the proportion of very old people and those with severe limitations brings about an increase in overall use, but that the increase is offset by a concomitant increase in family resources to be helped at home. The level of use associated with the various factors did not change significantly. The limited increase in LTC use is explained by a composition effect, linked to an increase in family resources to provide in-home care, but not to a reduced level of LTC use.*

---

JEL : C35, I11, I12, I18, J11, J14

Mots-clés : vieillissement, perte d'autonomie, recours à l'institution, maintien à domicile, évolutions sociodémographiques  
Keywords: ageing, dependency, use of institutional care, in-home care, socio-demographic changes

\*Paris School of Economics (PSE), Institut des politiques publiques (IPP) et Institut national d'études démographiques (INED) ; \*\*Institut national d'études démographiques (INED). Correspondance : amelie.carrere@ipp.eu

Nous remercions les participants du colloque Retraite et vieillissement 2021 ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs précieux commentaires et suggestions. Cette recherche a été financée par la CNSA dans le cadre de l'appel à projets « Établissements, services et transformations de l'offre médico-sociale (session 3) » réf. ESTOMS2021\_225597.

Reçu en janvier 2022, accepté en octobre 2022.

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: Carrère, A., Cambois, E. & Fontaine, R. (2023). Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 31–48 (First published online: December 2022). doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2091

L'allongement de l'espérance de vie et le vieillissement des *Baby-Boomers* se traduisent par un accroissement du nombre et de la part de personnes âgées au sein de la population. En France en 2021, les personnes âgées de 60 ans ou plus représentent 18 millions de personnes (6.4 millions âgées d'au moins 75 ans), soit 27 % de la population totale. À l'horizon 2050, cette proportion devrait atteindre 33 %, avec 23 millions de personnes, et une part encore plus importante de personnes très âgées (Algava & Blanpain, 2021). Parce que l'avancée en âge augmente les risques de perte d'autonomie, ces dynamiques démographiques suggèrent que le nombre et la proportion de personnes âgées dépendantes progresseront aussi (Larbi & Roy, 2019 ; Ben Jelloul *et al.*, à paraître). Larbi & Roy (2019) estiment que près de 4 millions de personnes âgées en France seront dépendantes d'ici 2050 (16 % des personnes de 60 ans ou plus), contre 2.5 millions en 2015 (15 % des personnes de 60 ans ou plus).

Ces évolutions démographiques s'accompagnent d'une augmentation du nombre de personnes résidant en établissement d'hébergement pour personnes âgées (EHPA) : de 2007 à 2015, il est passé de 657 000 personnes, dont 495 000 en établissement d'hébergement pour personnes dépendantes (EHPAD) (Prévoit, 2009), à 728 000 en EHPA (+11 %) dont 590 000 en EHPAD (+18 %) (Abdouni *et al.*, 2019 ; Muller, 2017a). Ces chiffres montrent une augmentation des besoins en termes de capacité d'accueil de personnes dépendantes (+91 000 personnes), mais la proportion de la population âgée de plus de 60 ans résidant en EHPAD (3.6 %) est restée stable (Carrère & Dubost, 2018). Dans leurs projections, Miron de l'Espinay & Roy (2020) estiment la population attendue des résidents d'EHPAD et assimilés à 719 000 personnes en 2030, puis 930 000 en 2050 (scénario démographique intermédiaire), soit une hausse de l'ordre de 50 % par rapport aux 610 000 résidents en 2019. Ces projections reposent sur une hypothèse de stabilité du taux de recours aux EHPAD par âge, sexe et niveau de dépendance, impliquant une augmentation significative de la capacité d'accueil en EHPAD. Les auteures explorent également des scénarios d'évolution plus modérée de l'offre d'accueil. Compte tenu des dynamiques actuelles de création de places et des objectifs fixés par le décideur public<sup>1</sup>, il est en effet probable que les prochaines décennies se traduiront par un rationnement des possibilités d'entrée en EHPAD.

Même si l'âge et l'incapacité sont des facteurs majeurs du recours à l'institution (Wolinsky

*et al.*, 1993 ; Hajek *et al.*, 2015), ils ne sont pas les seuls en jeu : la disponibilité des aidants potentiels ou les caractéristiques socioéconomiques apparaissent aussi déterminantes (Billaud & Gramain, 2006 ; Gaugler *et al.*, 2007a ; Luppà *et al.*, 2010). La prévision des besoins de prise en charge doit donc les prendre en compte. De plus, l'effet de ces déterminants sur le recours à l'institution peut évoluer au cours du temps du fait de changements des comportements des individus, liés à des changements de préférences individuelles ou à des contraintes extérieures (politiques publiques, offre de prise en charge). Or les lois du 20 juillet 2001 et du 28 décembre 2015<sup>2</sup> ont encouragé une prise en charge de la perte d'autonomie à domicile (Trabut & Gaymu, 2016 ; Tomassini *et al.*, 2004). Ce « virage domiciliaire » souhaité par le décideur public répond, d'une part à la demande des individus – qui expriment une préférence pour rester à domicile s'ils devenaient dépendants (Eurobarometer, 2007), d'autre part à une volonté de maîtrise des coûts liés à la prise en charge de la perte d'autonomie. En effet, ceux-ci, qu'ils soient à la charge des individus ou des financeurs publics, seraient plus élevés en institution qu'à domicile (Fizzala, 2016 ; France Alzheimer, 2011 ; Ratte & Imbaud, 2011)<sup>3</sup>. En 2019, selon un chiffrage proposé par la Direction de la Sécurité sociale, le coût moyen d'une prise en charge en établissement variait de 28 700 € par an pour les personnes les moins dépendantes (GIR 4) à 40 000 € par an pour les plus dépendantes (GIR 1) ; contre respectivement 7 500 € et 32 900 € à domicile<sup>4</sup>. L'encouragement au maintien à domicile s'est traduit par une faible création de l'offre en établissement (Muller, 2017a), mais ne s'est pas accompagné d'un virage domiciliaire fort en termes de services (Carrère *et al.*, 2021). Il en résulte un accroissement des taux d'occupation des lits en EHPA (Muller, 2017b) et des phénomènes de file d'attente. Cette saturation de l'offre en établissement a pu modifier les comportements individuels en matière de prise en charge<sup>5</sup>. L'hypothèse de projection reposant

1. Le Projet de loi de financement de la sécurité sociale (PLFSS) pour l'année 2022 prévoit la création d'un nombre de places d'EHPAD limité à 2 000 par an à compter de 2024.

2. Loi relative à la prise en charge de la perte d'autonomie des personnes âgées et à l'allocation personnalisée d'autonomie (2001) et Loi relative à l'adaptation de la société au vieillissement (2015).

3. Soulignons cependant que ce constat ne tient pas compte des transferts intrafamiliaux sous forme de service, dont la valorisation monétaire renchérit de manière considérable le coût d'une prise en charge à domicile.

4. Cf. le rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale (branche « autonomie »), annexé au projet de loi de financement de la Sécurité sociale pour l'année 2022 (PLFSS 2022).

5. Cette étude utilise des données avant la crise du Covid-19. Selon Miron de l'Espinay & Ricroch (2021), le taux d'occupation moyen des EHPAD aurait diminué de 6 % entre janvier 2020 et janvier 2021.

sur la stabilité du recours aux EHPA demande ainsi à être testée.

Dans cet article, nous proposons d'évaluer le rôle des facteurs autres que l'âge et l'incapacité sur le recours aux EHPA. Nous analysons les mécanismes associés à l'effet du changement des caractéristiques de la population (effet de composition) et ceux associés à l'effet du changement de la relation entre ces caractéristiques et le recours aux établissements d'hébergement. Pour cela, nous utilisons un cadre d'analyse (de Meijer *et al.*, 2015) que nous appliquons au cas français avec des données couvrant les années 2008 et 2015. Dans ce cadre, l'évolution du recours aux EHPA est considérée comme résultant de l'évolution de la nature des incapacités prévalentes et des caractéristiques démographiques, familiales et sociales des personnes. Cette évolution est décomposée pour analyser la contribution respective des changements de composition de la population au regard de ces facteurs et celle des changements de l'association de ces facteurs au recours aux EHPA. La décomposition permet d'analyser si cette association s'est modifiée sur la période, tendant alors à accentuer ou à modérer l'effet du changement de composition. Outre l'identification des mécanismes passés, cette étude permet aussi de pointer les données complémentaires qu'il serait utile de collecter pour alimenter les exercices de projection. La suite de l'article présente en section 1 une revue de littérature. Dans la section 2, nous présentons les données et la stratégie d'analyse permettant d'identifier les dynamiques sous-jacentes à l'évolution de la probabilité de vivre en EHPA. Les résultats sont présentés en section 3, discutés dans la section 4, puis nous concluons.

## 1. Revue de la littérature

### 1.1. Les facteurs jouant sur la prise en charge en établissement

Le recours aux établissements d'hébergement pour personnes âgées a fait l'objet de nombreuses recherches au cours des dernières décennies. L'état de santé apparaît le facteur principal *via* son incidence sur le risque d'avoir besoin de l'aide d'une tierce personne au quotidien (Arnault, 2015 ; Carrère, 2021). La présence de limitations fonctionnelles augmente la probabilité de vivre en établissement (Wolinsky *et al.*, 1993 ; Hoerger *et al.*, 1996 ; Nihtilä *et al.*, 2008 ; Hajek *et al.*, 2015 ; Carrère & Jusot, 2020 ; Carrère, 2021), mais avec des variations selon leur sévérité et leur nature. Les limitations cognitives (Hoerger *et al.*, 1996 ; Nihtilä *et al.*, 2008 ; Luppá *et al.*,

2010), leur cumul avec des restrictions d'activité (Gaugler *et al.*, 2007b) ou leur survenue soudaine (Laferrère *et al.*, 2013) augmentent la probabilité de vivre en établissement. Gramain (1997) identifie que la probabilité d'entrer en établissement est plus forte lorsque les limitations fonctionnelles cognitives apparaissent préalablement à des limitations fonctionnelles physiques ou sensorielles. Ainsi, le niveau de perte d'autonomie est plus sévère parmi les personnes en institution que parmi celles qui vivent à leur domicile (voir Fuller-Thomson *et al.* (2009) pour les États-Unis ; Calvet & Pradines (2016) pour la France). Par ailleurs, l'état de santé a un effet indirect sur le recours aux établissements : sa détérioration peut accentuer le sentiment d'insécurité, d'isolement ou encore le sentiment d'être une charge pour le groupe familial (Böckerman *et al.*, 2012), et conduire les personnes âgées à revoir leurs préférences individuelles vis-à-vis des modes de prise en charge qui leur sont proposés.

Au-delà des besoins de prise en charge associés à des niveaux sévères et complexes d'incapacité, la probabilité de vivre en établissement est plus élevée avec l'âge, pour les hommes ou lorsque la possibilité de bénéficier d'aide informelle est faible (Bonsang, 2009 ; Freedman, 1996). L'âge est associé positivement au risque de vivre en établissement, toutes choses égales par ailleurs. L'altération de certaines fonctions, l'apparition de certaines pathologies, le sentiment d'insécurité à domicile ou l'isolement, réel ou perçu, sont des facteurs associés à l'avancée en âge qui contribuent à l'entrée en établissement. Par ailleurs, il peut apparaître une résignation à entrer en établissement avec l'âge. L'âge capte donc des besoins de prise en charge, mais aussi éventuellement certaines dimensions des préférences individuelles. L'évolution de la part des personnes très âgées dans la population âgée, du fait du vieillissement des générations nombreuses successives, devrait se traduire par une évolution de la proportion de la population vivant en institution.

Les femmes sont plus nombreuses en établissement que les hommes. Du fait de leur plus grande longévité, elles ont une plus grande probabilité d'atteindre des âges où le risque de dépendance est grand, plus de risques de connaître un veuvage et donc de se retrouver seules lorsqu'elles deviennent dépendantes. Pour autant, les résultats empiriques montrent que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont une probabilité plus faible de vivre en établissement. De plus, on observe une augmentation de la probabilité d'être en couple, du fait de la

baisse de mortalité des hommes, qui a sans doute un effet sur la proportion de la population recourant aux établissements pour leur prise en charge (Bonnet *et al.*, 2021). Ainsi, vieillir à deux ou seul, avec ou sans enfant, modifient substantiellement la probabilité de maintien à domicile en cas de dégradation de l'état fonctionnel (Van Houtven & Norton, 2004). Sur ce plan, les aidants familiaux apparaissent aujourd'hui comme des acteurs décisifs du maintien à domicile des personnes âgées en situation de perte d'autonomie (Fontaine & Juin, 2020). Enfin, le sexe peut également capter des préférences ou des ressources particulières influençant le mode de prise en charge. Par exemple, Low & Altman (1992) ont développé le concept d'attachement au lieu de vie (*place attachment*) et la littérature a montré un attachement plus grand des femmes à leur lieu d'habitation (Shen *et al.*, 2004). Elles sont aussi plus souvent impliquées dans les tâches domestiques de leur domicile et donc plus aptes à rester à domicile même lorsqu'elles sont seules.

L'effet du revenu sur le recours aux établissements n'est pas clairement établi dans la littérature et, à notre connaissance, aucune étude récente sur données françaises n'explore le lien entre revenu et propension à vivre en établissement. L'effet significatif de la catégorie sociale mis en évidence par Désesquelles & Brouard (2003), qui montrent que les ouvriers et employés ont une plus forte probabilité de résider en établissement que les cadres ou les artisans, commerçants et chefs d'entreprises, capture en partie un effet revenu ; mais également très vraisemblablement des différences sociales de niveau d'éducation, d'état de santé et de comportement de recours aux soins ou aux aides, non contrôlés par ailleurs. L'effet propre du revenu est *a priori* ambigu : si un plus haut revenu permet plus facilement de faire face au reste-à-charge en établissement, généralement plus élevé qu'à domicile (Quentin *et al.*, 2010 ; Fizzala, 2016)<sup>6</sup>, il autorise aussi la mise en place d'une prise en charge à domicile plus complète – *via*, par exemple, un recours plus important aux aides humaines professionnelles, à des prestations de services d'aide à l'autonomie (portage de repas, téléalarme) ou à des aménagements du logement<sup>7</sup> favorisant le vieillissement en logement ordinaire (Laferrère *et al.*, 2013). Selon Garber & MaCurdy (1990), le revenu aurait cependant un effet moindre sur les comportements d'entrée en établissement que le patrimoine des individus, et en particulier le fait d'être propriétaire de son logement. Cette conclusion pourrait très certainement s'appliquer à la France : les aides

sociales et fiscales finançant pour partie les dépenses en établissement (allocation personnalisée d'autonomie, aide au logement, réduction d'impôt) apparaissent, une fois cumulées et hors aide sociale à l'hébergement (ASH), très peu sensibles au revenu et d'un montant limité, ne couvrant en moyenne que 18 % des frais de séjours (Boneschi & Miron de L'Espinay, 2022). De nombreux résidents financeraient ainsi une part de leurs frais de séjour à partir de leur patrimoine. Des études montrent, en outre, l'existence d'une réticence familiale à financer une prise en charge de la perte d'autonomie pour préserver le patrimoine. Ce choix peut conduire les proches à privilégier un soutien à domicile pour éviter que les dépenses n'amputent une partie de l'héritage. Lockwood (2018) montre que les personnes ayant un objectif de transmission de leur patrimoine augmentent leur épargne et diminuent leurs dépenses de soins de long-terme (y compris d'assurance). Les liens entre revenu, patrimoine et comportement de recours aux établissements apparaissent ainsi comme relativement complexes et restent en grande partie à explorer, en particulier dans le contexte institutionnel français.

## 1.2. Prévoir le niveau de recours aux établissements pour personnes âgées

Pour anticiper les besoins futurs de prise en charge, plusieurs méthodes ont été développées afin de prendre en considération un maximum de déterminants : des méthodes de pondération (Kemper & Murtaugh, 1991 ; Murtaugh *et al.*, 1990) et de microsimulation (Miron de L'Espinay & Roy, 2020 ; Dick *et al.*, 1994 ; Kemper *et al.*, 2005). Ces dernières utilisent les liens observés entre ces déterminants (à une date donnée à partir d'enquêtes représentatives de la population) et le recours à l'institution, pour projeter le nombre de personnes qui auraient besoin d'une prise en charge dans le futur. L'exercice nécessite, en premier lieu, de pouvoir modéliser l'évolution future des déterminants considérés. Si les prévisions d'effectifs par âge et sexe de la population âgée sont faciles à mettre en œuvre, il est plus complexe de prévoir les évolutions socioéconomiques, familiales ou celles des incapacités. Ces modèles estiment par ailleurs souvent l'évolution des besoins à comportement stable. Or, l'évolution des comportements est un enjeu important dans la régulation des réponses

6. Cette différence tient à de nombreux éléments, notamment que l'évaluation ne tient pas compte de l'aide informelle et que le coût en établissement inclut l'hébergement.

7. Diepstraten *et al.* (2020) montrent que les personnes ayant adapté leur domicile pour le rendre plus accessible ont un risque plus faible d'entrer en établissement.

politiques aux besoins : s'il s'agit de contenir les capacités d'accueil en établissement à l'avenir, l'offre doit accompagner une évolution des comportements et préférences vers une prise en charge au domicile. En France, selon le baromètre de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES), deux tiers des Français n'envisageaient pas de vivre dans un établissement pour personnes âgées (BVA, 2018). Parmi les personnes âgées de 65 ans ou plus, la proportion de personnes réticentes à une prise en charge en établissement est passée de 25 % en 2002 à 42 % en 2019<sup>8</sup>.

Les raisons de ces évolutions restent à identifier, mais vont dans le sens d'une moindre propension au recours. En ce qui concerne les réponses politiques aux besoins, on s'interroge sur les effets de l'encouragement au maintien à domicile, qui est affiché sans changement majeur de l'offre, comme mentionné en introduction.

En l'absence de données précises sur ces facteurs et leurs évolutions, les modèles visant à prédire le recours à l'institution des personnes âgées mobilisent souvent peu de facteurs – à l'image des premiers exercices, tels que celui de Dick *et al.* (1994) utilisant l'âge, le sexe et la couleur de peau. Kemper & Murtaugh (1991), aux États-Unis, sont allés plus loin dans la projection en utilisant plus d'informations sur les personnes. Mais leur modèle reposait sur les données d'une cohorte de personnes âgées de 65 ans, limitant la généralisation des résultats.

En France, le modèle Lieux de vie et autonomie (LIVIA) de Miron de l'Espinay & Roy (2020) utilise l'âge, le sexe et l'incapacité. En dehors de ces trois facteurs, le modèle suppose ainsi que la dynamique du taux d'institutionnalisation dépend uniquement de l'évolution de la capacité d'accueil.

## 2. Données et méthodes

Pour explorer les facteurs de l'évolution récente du taux d'institutionnalisation, nous mobilisons les données issues de deux grandes enquêtes conduites à sept ans d'écart en France. Nous présentons ici ces données et les variables de l'étude, puis le cadre d'analyse et notre démarche.

### 2.1. Les données et les variables

#### 2.1.1. Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et CARE (2015-2016)

Le recours aux EHPA est étudié ici à partir des données des enquêtes Handicap-Santé et Capacités, Aides et REssources des seniors (CARE) de la DREES. Ces deux enquêtes reposent sur des protocoles similaires et fournissent des informations identiques sur les principaux déterminants individuels et familiaux de l'entrée en institution (encadré 1). Leur rapprochement permet d'observer, à sept ans de distance, la dynamique d'évolution du

8. Voir <https://drees.shinyapps.io/Barometre-DREES/>.

#### ENCADRÉ 1 – Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et Capacités, Aides et REssources des seniors (CARE) (2015-2016)

Les enquêtes Handicap-Santé (2008-2009) et CARE (2015-2016) réalisées par la DREES ont pour objectif premier d'estimer la prévalence des limitations et restrictions d'activité en France, différentes dimensions des conditions de vie des personnes, ainsi que la nature, la quantité et l'origine des aides reçues. Chacune des deux enquêtes couvre la population résidant en logement ordinaire (ménages) et en établissement.

Les échantillons des volets ménages (Handicap-Santé Ménages – HSM, 2008 ; CARE-Ménages – CARE-M, 2015) sont constitués à partir des répondants à une pré-enquête Vie Quotidienne et Santé (VQS) (respectivement 2007 et 2014). Elle permet de repérer les personnes en perte d'autonomie et de les surreprésenter dans les volets ménages. Les échantillons des volets « institutions » (Handicap Santé Institutions - HSI, 2009 ; CARE-Institutions – CARE-I, 2016) sont issus d'un tirage en deux étapes : tirage d'établissements puis de résidents. Les établissements sélectionnés sont des EHPAD, des maisons de retraite non-EHPAD et des unités de soins de longue durée (USLD). Handicap-Santé Institutions inclut également les établissements pour adultes handicapés, les établissements et unités psychiatriques, et les Centres d'hébergement et de réinsertion sociale (CHRS). Nous gardons ces établissements dans l'analyse, bien qu'ils ne soient pas réellement destinés à accueillir des personnes âgées en perte d'autonomie, car ils ne représentent qu'une très faible proportion de la population des 75 ans et plus. Les taux de réponse sont indiqués ci-après.

#### Taux de réponse des 60 ans et plus dans les sources mobilisées

	Pré-enquête (%)	Enquête (%)
HSM 2008	58 (VQS 2007)	73
HSI 2009	97 (établissements)	93 sur les EHPADs, EHPA et USLD
CARE-M 2015	57 (VQS 2014)	71
CARE-I 2016	89 (établissements)	85



## ENCADRÉ 1 – (suite)

Les deux enquêtes comportent un grand nombre de questions identiques dans le volet logement ordinaire et dans le volet institution. Ces enquêtes sont réalisées en face-à-face. Les personnes ayant des difficultés pour répondre pouvaient être aidées par une personne de l'entourage ou un professionnel de santé. Les biais de réponse dus au recours à un proxy ne semblent pas affecter la déclaration des besoins des personnes (Davin *et al.*, 2009). Une partie des valeurs manquantes liée à la non-réponse partielle a été imputée par la méthode hot-deck (Andridge & Little, 2010).

Notre base finale est constituée de 15 944 individus âgés de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine, dont 7 073 en 2008 (2 918 en établissement) et 8 871 en 2015 (2 930 en établissement).

recours à l'institution. Ce sont les seules données combinant des variables de santé et sociodémographiques, représentatives de la population âgée en logement ordinaire et en établissement.

Les effectifs suffisamment importants permettent de réaliser des analyses multivariées sur les plus âgés (75 ans et plus), le recours à l'institution étant faible avant cet âge. Notre analyse est menée sur des échantillons constitués de 7 073 individus âgés de 75 ans et plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 8 871 en 2015. Les données sont empilées pour couvrir le champ domicile et institution aux deux dates (2008 et 2015).

### 2.1.2 Les variables

Le recours aux EHPA, notre variable d'intérêt, est mesuré par la probabilité de résider dans un établissement plutôt qu'en logement ordinaire. Une personne est considérée comme vivant en EHPA si elle appartient à l'échantillon HSI ou CARE-I, et à domicile si elle appartient à l'échantillon HSM ou CARE-M. Le taux d'institutionnalisation correspond à la proportion de personnes résidant en EHPA. Pour le calculer, nous utilisons les pondérations des enquêtes.

Nous retenons, sur la base de la littérature, les principales variables explicatives suivantes :

- L'âge est considéré en trois classes : 75-79 ans, 80-89 ans et 90 ans et plus. La modification de la structure par groupe d'âge est liée à la dynamique de l'arrivée de générations plus ou moins nombreuses aux différents âges. L'arrivée de nombreux « jeunes âgés » conduit à rajeunir temporairement la population âgée, puis à la vieillir si la génération suivante est moins nombreuse.

- La santé fonctionnelle est mesurée à partir des indicateurs de limitations fonctionnelles (LF) et de restrictions d'activité (RA). Les LF incluent les limitations physiques et les limitations cognitives. Elles sont appréhendées par des questions sur le niveau de difficultés pour marcher, monter un escalier, lever le bras, se servir de ses doigts, s'agenouiller ou porter un poids, se souvenir du moment de la journée, se

concentrer, résoudre les problèmes de la vie quotidienne ou avoir des trous de mémoire. L'indicateur de RA se concentre sur les activités élémentaires de la vie quotidienne (difficultés pour faire seul-e sa toilette, s'habiller, manger, couper sa nourriture, se servir des toilettes, se coucher, s'asseoir) ; il témoigne du besoin d'assistance qu'ont les personnes et il est utilisé dans la plupart des études pour refléter des situations de perte d'autonomie. Nous ne considérons que les restrictions d'activité sévères (beaucoup de difficultés ou impossibilité de faire seul-e). Nous construisons une variable de niveau de dépendance reflétant le degré d'avancement dans le processus de perte d'autonomie (Verbrugge & Jette, 1994) avec trois modalités : autonome (pas de LF ni RA sévère) ; LF seule (au moins une LF mais pas de RA sévère) ; LF et RA (au moins une RA sévère).

- Le statut socioéconomique est appréhendé par le plus haut niveau de diplôme obtenu, en trois modalités : faible (pas de diplôme ou certificat d'études primaires et brevet) ; intermédiaire (certificat d'aptitude professionnelle, brevet d'études professionnelles ou baccalauréat) ; supérieur (diplôme du supérieur). Des analyses complémentaires, non présentées ici, intègrent également la catégorie socioprofessionnelle antérieure, mais les résultats d'estimation perdent de manière importante en significativité du fait de la forte corrélation avec le niveau d'éducation.

- La configuration familiale vise à refléter les ressources en aide informelle potentiellement mobilisables pour permettre un soutien à domicile. Il s'agit d'une mesure de l'aide potentielle et non de l'aide effective. Nous avons retenu ici le fait de vivre en couple, d'avoir au moins un enfant et d'avoir au moins un frère ou une sœur.

Le tableau 1 décrit la population des échantillons en 2008 et 2015 (données pondérées) selon ces différentes caractéristiques.

Le recours aux EHPA des personnes de 75 ans ou plus a augmenté de 8.4 % à 9.2 % entre 2008 et 2015, soit une augmentation significative de 0.8 point de pourcentage (pp), relativement

Tableau 1 – Distribution des caractéristiques individuelles et familiales en 2008 et 2015

		2008 (%)	2015 (%)	Évolution (pp)
		(1)	(2)	(2)-(1)
% de personnes vivant en établissement		8.4	9.2	+0.8**
Âge	75-79 ans	40.9	36.0	-4.9***
	80-89 ans	51.1	49.8	-1.4*
	90 ans ou plus	7.9	14.3	+6.3***
Sexe	Femmes	63.1	61.4	-1.7**
	Hommes	36.9	38.6	+1.7**
Niveau de dépendance	Autonome	22.7	23.4	+0.6(ns)
	LF seules	59.4	57.4	-2.0**
	LF et RA	17.8	19.2	+1.4**
Niveau de diplôme	Faible	77.7	67.2	-10.4***
	Intermédiaire	15.7	24.4	+8.7***
	Supérieur	6.6	8.4	+1.7***
Situation conjugale	Seul-e	54.9	50.3	-4.6***
	En couple	45.1	49.7	+4.6***
Enfants	Aucun	15.3	12.3	-3.0***
	Au moins un	84.7	87.7	+3.0***
Frères et sœurs	Aucun-e	39.4	35.6	-3.8***
	Au moins un-e	60.6	64.4	+3.8***

Note : LF : limitations fonctionnelles ; RA : restrictions d'activité ; pp : point de pourcentage.

Lecture : en 2008, 8.4 % des personnes âgées de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine vivent dans un établissement, contre 9.2 % en 2015.

Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

proche de ce qui est obtenu à partir d'autres sources de données<sup>9</sup>.

La proportion d'hommes s'est accrue, du fait de l'augmentation de leur espérance de vie ; cela contribue à augmenter la probabilité d'être en couple (+4.6 pp). La présence d'enfants est aussi plus fréquente en 2015 (+3 pp). Le niveau de diplôme des 75 ans ou plus continue de progresser, comme depuis le XX<sup>e</sup> siècle avec la démocratisation de l'enseignement. Pour ce qui est de l'état fonctionnel, on constate une augmentation de la part des personnes sans incapacité, mais aussi de celle des personnes déclarant des restrictions d'activité sévères, sans doute portée par l'augmentation des plus de 90 ans.

## 2.2. Stratégie d'analyse

Dans cette recherche, nous analysons les données empilées des deux enquêtes pour estimer, *via* des modèles logistiques, l'évolution du recours aux établissements et ses dynamiques. Nous nous appuyons sur le cadre proposé par de Meijer *et al.* (2015), où la demande de prise en charge évolue selon le nombre de personnes âgées, la perte d'autonomie et les comportements des individus.

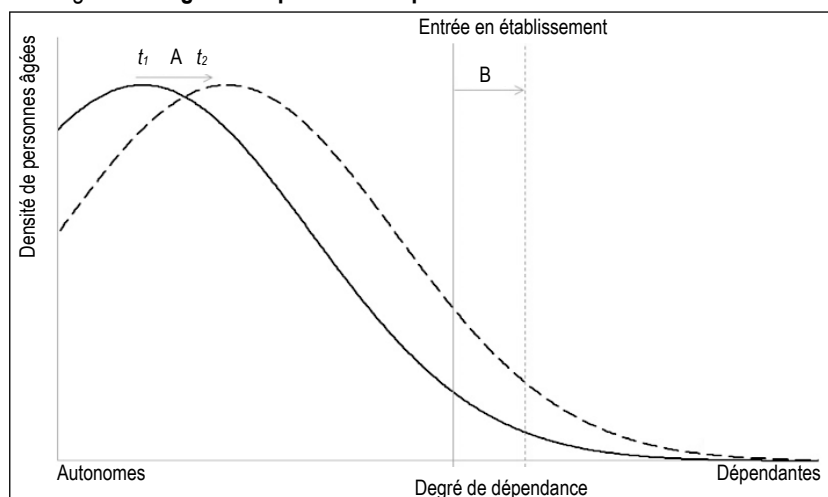
On peut l'illustrer par la figure I, qui représente la proportion de personnes âgées de 75 ans ou plus classées selon leur degré de perte d'autonomie aux dates  $t_1$  et  $t_2$ . L'aire sous chacune des courbes est une approximation de la demande

de prise en charge. Avec le vieillissement de la population, le nombre de personnes âgées devrait augmenter, de même que le niveau moyen de perte d'autonomie. Cette hypothèse se traduit par un décalage de la fonction de densité vers la droite (flèche A). En supposant qu'il existe un degré de perte d'autonomie à partir duquel les personnes sont prises en charge en établissement (droite verticale), il est possible de découper la population âgée en deux sous-populations : celle résidant à domicile (à gauche de la ligne verticale) et celle résidant en établissement (à droite de la ligne verticale). Le changement des comportements des individus, lié à une modification de leurs préférences individuelles ou à des changements d'offre, peut modifier le seuil à partir duquel les personnes entrent en institution (flèche B). L'augmentation des incapacités et le fait que le seuil d'entrée en établissement augmente peuvent éventuellement se compenser et conduire à une proportion stable de personnes âgées vivant en établissement.

Dans un premier temps, nous modélisons la probabilité de résider en établissement en fonction des

9. Avec les enquêtes de la DREES sur les établissements d'hébergement pour personnes âgées, le nombre de résidents des EHPA (France entière, hors Mayotte) rapporté aux effectifs de la population âgée de 75 ans, on estime les taux d'institutionnalisation à 8.6 % en 2007 et 9.2 % en 2015. Sur le périmètre plus large des données du recensement (nombre de personnes vivant en « communauté »), on estime un taux d'institutionnalisation de 9.3 % en 2008 et 9.7 % en 2015.

Figure I – Degré de dépendance et probabilité de vivre en établissement



Note : la courbe en trait plein représente la distribution des personnes âgées de 75 ans ou plus selon leur état de perte d'autonomie à la date  $t_1$ , et celle en trait pointillé la distribution à la date  $t_2$ .  
 Source : adapté de de Meijer *et al.* (2015).

facteurs considérés afin d'en déduire le niveau d'association, puis l'évolution du recours entre 2008 et 2015, toutes choses égales par ailleurs. Dans un deuxième temps, nous décomposons la différence de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015, pour identifier ce qui, dans cette différence, est attribuable à une évolution de la fréquence des facteurs dans la population – par exemple, un changement de la part des plus diplômés ou de la présence de proches (effet de composition) – ou à une modification de l'association entre ces différents facteurs et le recours – par exemple, un changement du lien entre le niveau de dépendance et le recours (effet de comportement, de préférence).

### 3. Analyses et résultats

#### 3.1. L'effet des caractéristiques sur le recours aux établissements

Les effets des caractéristiques (effets marginaux) sont estimés par un Logit simple sur l'échantillon regroupant les observations de 2008 et 2015. L'évolution du taux d'institutionnalisation sur cette période est mesurée par une indicatrice *année*, seule variable dans le Modèle 0, puis en intégrant les caractéristiques individuelles et familiales observées dans le Modèle 1. Le Modèle 1 suppose que l'effet de ces caractéristiques sur la probabilité de vivre en établissement est resté inchangé entre 2008 et 2015, hypothèse que l'analyse par décomposition permettra par la suite de tester. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.

Comme attendu, l'âge et le niveau de dépendance sont positivement associés à la probabilité de résider en établissement. Les RA augmentent

de 0.21 point de pourcentage (pp) la probabilité de vivre en établissement, toutes choses égales par ailleurs. Concernant l'effet du sexe, les femmes ont, à la fois en 2008 et 2015, un taux d'institutionnalisation en moyenne plus élevé que les hommes. Mais cette différence n'est pas significative dans le modèle ajusté. Le niveau de diplôme est aussi associé positivement, mais de manière non significative, à la probabilité de vivre en établissement. On trouve une association significative avec les situations conjugales et familiales : être en couple ou avoir des enfants diminuent la probabilité de vivre en établissement. Aucune association significative n'est observée avec le fait d'avoir des frères et sœurs.

Avec les caractéristiques introduites dans le Modèle 1, la probabilité de résider en établissement n'est pas significativement différente en 2008 et 2015. Ce résultat suggère que l'augmentation du taux de recours aux EHPA observée sur la période considérée (+0.8 pp) s'explique principalement par l'évolution des caractéristiques de la population âgée (cf. tableau 1). Selon ce premier résultat, l'évolution du recours ne traduirait pas globalement de changement des comportements vis-à-vis du recours. La décomposition de l'évolution va permettre d'approfondir ce point.

#### 3.2. Décomposition de l'évolution du recours

Les méthodes de décomposition visent en général à distinguer, dans une différence (par exemple de revenu) observée entre deux groupes d'individus, la part s'expliquant par les différences de caractéristiques influentes (effet de composition) et la part qui reste inexpliquée par ces différences de caractéristiques. Nous nous



Tableau 2 – Effets marginaux issus de la régression logistique de la probabilité de vivre en établissement

	Modèle 0		Modèle 1	
	Effet marginal	Écart-type	Effet marginal	Écart-type
Année (réf. 2008)				
2015	0.008**	0.004	-0.001(ns)	0.001
Âge (réf. 75-79 ans)				
80-89 ans			0.017***	0.002
90 ans ou plus			0.040***	0.004
Sexe (réf. Hommes)				
Femmes			-0.002(ns)	0.002
Niveau de diplôme (réf. Intermédiaire)				
Faible			-0.001(ns)	0.002
Supérieur			0.005(ns)	0.004
Statut conjugal (réf. Pas en couple)				
En couple			-0.039***	0.002
Niveau de dépendance (réf. Autonome)				
LF seules			0.014***	0.001
LF et RA			0.211***	0.008
Enfants (réf. Aucun)				
Oui			-0.027***	0.003
Frères ou sœurs (réf. Aucun-e)				
Oui			-0.002(ns)	0.002

Note : LF : limitations fonctionnelles ; RA : restrictions d'activité ; Std. err. : erreur standard.

Lecture : avoir entre 80 et 89 ans augmente de 0.02 point de pourcentage la probabilité de vivre en établissement relativement à avoir entre 75 et 79 ans, toutes choses égales par ailleurs.

Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

appuyons ici sur les méthodes de décomposition développées par Fairlie (2005) et Yun (2004) pour des variables dépendantes de nature dichotomique (voir annexe 1).

Notre approche méthodologique poursuit trois objectifs. Il s'agit d'abord d'estimer la part de l'évolution du recours entre 2008 et 2015 qui est expliquée par l'évolution de la distribution des facteurs sociodémographiques (effet de composition agrégé). Concrètement, cela revient à estimer un contrefactuel correspondant au taux de recours que l'on observerait en 2015 si la composition était celle de 2008 : on applique les paramètres qui lient les caractéristiques au recours estimés par un modèle logistique en 2015 à la structure de la population de 2008, pour obtenir la probabilité prédite contrefactuelle pour 2015. On obtient alors une évolution contrefactuelle 2008-2015, que l'on compare à l'évolution observée : l'écart correspond à la part de l'évolution qui est expliquée par les changements de composition.

De cette analyse, on déduit aussi la part non expliquée par l'effet de composition, qui est en partie attribuable aux modifications des paramètres liant les facteurs au recours. On peut l'évaluer aussi par un contrefactuel : cette fois, la probabilité de recours prédite pour 2015 est calculée en appliquant les paramètres de

2008 à la composition de 2015. L'écart entre les évolutions contrefactuelle et observée correspond à la part liée aux changements dans l'association entre les caractéristiques (âge, sexe, niveau de dépendance, configuration familiale, niveau d'éducation) et la propension à résider en établissement. La part de l'évolution non expliquée s'interprète alors comme l'effet d'un changement de comportements des personnes âgées (ou de celui de leurs aidants potentiels), d'un changement de préférence pour la prise en charge ou du contexte (évolution de l'offre médico-sociale en termes de capacité d'accueil ou de tarifs, évolution des politiques publiques). Bien qu'il soit impossible, avec les données mobilisées, d'explorer les ressorts précis de l'évolution du lien entre les caractéristiques observables et les comportements d'entrée en institution, l'estimation de cette part non expliquée de l'évolution renseigne sur l'hypothèse généralement faite dans les exercices de projection des taux d'institutionnalisation, à savoir l'invariance des comportements à caractéristiques sociodémographiques données.

On peut ensuite désagréger les composantes expliquée et inexpliquée pour évaluer les contributions de chaque facteur : on suppose, par exemple, que dans la composante expliquée, l'accroissement de la part des plus de 90 ans et

de ceux qui déclarent des restrictions d'activité ou encore des plus diplômés, facteurs positivement associés au recours, tendent à avoir accru la probabilité de vivre en institution ; à l'inverse, les évolutions dans la structure familiale devraient tendre à l'avoir réduite. Cette étape doit permettre d'identifier si les projections existantes du nombre de personnes âgées vivant en établissement, basées sur des projections d'effectifs de personnes âgées par âge et niveau de dépendance, gagneraient à tenir compte de l'évolution d'autres caractéristiques.

### 3.3. Effet de composition et changement de pratiques ?

La décomposition agrégée permet d'estimer tout d'abord le taux de recours qui aurait été observé en 2015 si la composition de la population en termes d'âge, sexe, niveau de diplôme, niveau de dépendance et structure familiale n'avait pas changé par rapport à 2008. L'augmentation du recours aux EHPA aurait dans ce cas été plus prononcée (+1.1 pp estimé contre +0.8 pp observé) que celle effectivement observée (tableau 3). La décomposition réalisée pour les femmes et les hommes séparément permet de voir que l'effet de composition concerne surtout la population féminine.

Ces résultats confirment donc l'effet de composition, qui était suggéré par les simples analyses logistiques ; une composante inexpliquée a pu aussi contribuer à contenir l'évolution, mais de manière non significative.

La décomposition détaillée montre la contribution des différents facteurs à l'effet de composition – illustrant ceux qui ont eu tendance à accroître le recours et ceux qui ont eu tendance à le réduire – et à l'écart non expliqué par le changement des facteurs – illustrant la modification de leur lien avec le recours. Une constante reste inexpliquée par les effets de composition ou de modification du lien entre facteurs et recours.

Les résultats sont présentés dans la figure II de manière résumée, c'est à dire en sommant les effets des modalités des facteurs (les résultats sont détaillés dans l'annexe 2).

Cette décomposition détaillée confirme que le vieillissement démographique (changement de la composition selon les classes d'âge) est le principal facteur tendant à faire augmenter le taux de recours sur cette période avec, toutes choses égales par ailleurs, une progression de +2 pp (l'augmentation de la part des plus de 90 ans ayant la contribution la plus marquée). L'évolution des incapacités (notamment l'augmentation de la prévalence des RA) et celle du niveau de diplôme renforcent cette tendance vers un plus grand recours (respectivement +1.1 pp et +0.5 pp). En revanche, l'évolution des structures familiales des personnes âgées contrebalance ces tendances en induisant une réduction du taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015 (-2.5 pp). Cet effet est principalement dû à l'augmentation du nombre de personnes en couple (-1.6 pp), puis à l'augmentation du nombre de personnes avec au moins un enfant (-0.7 pp). La réduction des effectifs de personnes âgées sans frère ni sœur y contribue également (-0.2 pp), mais de manière non significative. Cette évolution globale des structures familiales fait plus que compenser l'effet du vieillissement démographique, signe que l'évolution de la densité de l'entourage familial est un facteur important pour anticiper les besoins de capacité d'accueil à l'avenir.

La part inexpliquée (qui reflète les changements de l'association entre les facteurs et le recours) est de bien moindre ampleur, non significative, et les évolutions positives ou négatives s'y compensent. Mais, de manière intéressante, on constate que l'évolution des incapacités tend à aller de pair avec un moindre recours, ce qui peut s'interpréter comme une évolution vers des types d'incapacité plus gérables à domicile : soit qu'elles sont moins complexes, soit que les dispositifs d'aide permettent de les

Tableau 3 – Décomposition agrégée de l'évolution du taux de recours à l'hébergement en établissement (référence 2008)

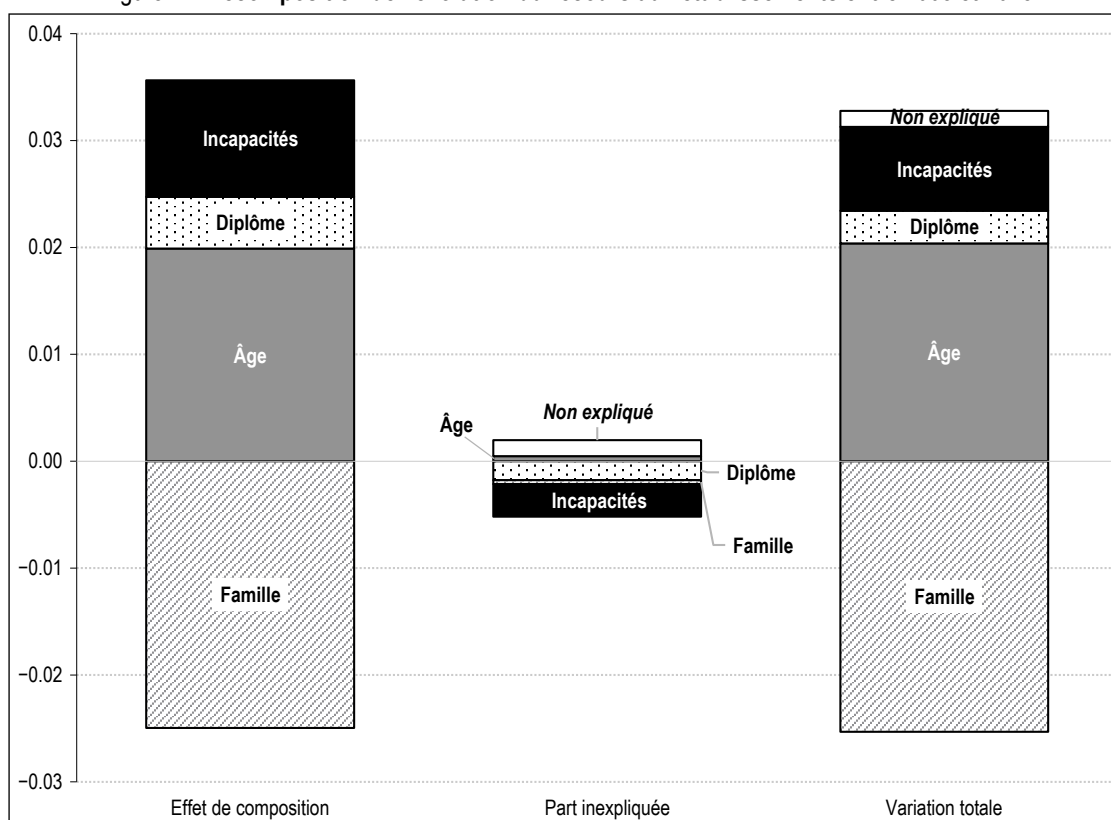
	Ensemble (N = 15 944)	Femmes (N = 11 138)	Hommes (N = 4 806)
Taux de recours EHPA en 2008 (%)	8.4	10.3	5.3
Taux de recours EHPA en 2015 (%)	9.2	11.6	5.4
Augmentation observée (pp)	+0.8**	+1.3***	+0.1
Variation expliquée par le changement de composition (réf. 2008) (pp)	+1.1***	+1.9***	-0.1
Variation non expliquée par la composition (pp)	-0.3	-0.6	+0.2

Note : seuils de significativité \*\* à 5 %, \*\*\* à 1 %.

Lecture : le taux de recours aux EHPA a augmenté de 0.8 pp entre 2008 et 2015, le changement de composition a contribué à augmenter de 1.1 pp ce taux de recours.

Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

Figure II – Décomposition de l'évolution du recours aux établissements entre 2008 et 2015



Note : paramètres de référence de 2015 ; représentation de la somme des contributions des variables diplôme, famille (présence d'un conjoint ; d'au moins un enfant ; d'un frère ou une sœur), incapacités, sexe, âges.

Lecture : les incapacités ont contribué positivement à l'augmentation du recours aux EHPA sur la période (effet total) via une contribution positive à l'effet de composition (due à l'accroissement de la prévalence des restrictions d'activité entre 2008 et 2015) et une contribution négative, mais de moindre ampleur, à l'effet inexpliqué (due à une diminution, non significative, du lien entre incapacité et recours).

Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).

prendre mieux en charge à domicile qu'auparavant, soit que les profils en établissements sont plus sélectionnés.

## 4. Discussion

### 4.1. Synthèse des résultats

Nos résultats montrent que l'augmentation relativement contenue de la part des 75 ans et plus vivant en établissement n'est pas tant due à une plus grande propension à rester au domicile qu'à des effets de composition. En effet, une partie des facteurs positivement associés à l'institutionnalisation (vieillesse, restriction d'activité) sont plus fréquents en 2015 qu'en 2008 et ont contribué à accroître le recours global ; tandis que d'autres, eux-aussi plus fréquents en 2015 (plus d'hommes dans la population, plus de personnes en couple et avec enfants) mais négativement associés au recours, l'ont réduit. Ces effets sont particulièrement portés par la population féminine. Si les femmes sont moins enclines que les hommes à recourir à l'institution, toutes choses égales par ailleurs,

elles y sont plus exposées du fait de leur plus grande longévité et d'une exposition plus grande aux incapacités. Or, sur la période, les femmes ont pu vieillir plus entourées, notamment de leur conjoint, ce qui leur a procuré davantage d'aide familiale pour rester au domicile. On a pu constater aussi que, même s'il n'est pas significatif, leur avantage vis-à-vis du recours à l'institution a légèrement baissé alors que la part des hommes s'est accrue parmi les 75 ans et plus. D'autre part, même si l'association n'est pas significative, on constate que les incapacités tendent à être moins liées au recours : cela peut refléter que le seuil d'éligibilité aux établissements a augmenté avec la saturation de l'offre, ou que la nature des restrictions d'activité a évolué vers des formes plus gérables au domicile par les proches et une adaptation des services. Il y a de fait des signes de diminution de la part des restrictions d'activité dues aux troubles cognitifs en France et ailleurs, qui pourraient expliquer une partie de ce résultat (Bonnet *et al.*, 2021).

Au total, la part de l'évolution non expliquée par le changement de composition est modeste et

non significative. Ce résultat suggère que, toutes choses égales par ailleurs, les comportements de recours à l'institution sont restés stables sur la période. Ainsi, contrairement à ce qui est trouvé aux Pays-Bas (de Meijer *et al.*, 2011 ; Alders *et al.*, 2017), la progression contenue du recours aux établissements en France ne semble pas s'expliquer par l'encouragement au maintien au domicile et une évolution du système de prise en charge, d'autant qu'elle ne s'est pas traduite par un accès plus grand à des dispositifs d'assistance. Aux Pays-Bas, le choix individuel apparaît plus limité et plus dépendant de la volonté publique ou non de maintenir plus longtemps à domicile les personnes âgées<sup>10</sup>. Or, un véritable virage domiciliaire a été mis en place : le nombre de lits en établissements y a chuté, renforçant la saturation de l'offre en établissement ; l'accompagnement à domicile s'est développé, favorisant le maintien à domicile. En France, le virage domiciliaire n'a pas vraiment opéré. Il n'est donc pas surprenant, *in fine*, que la propension à recourir à l'institution n'ait pas substantiellement changé et que l'augmentation contenue de la proportion de personnes âgées résidant en institution s'explique par la présence plus fréquente de l'entourage familial, notamment pour les femmes. Ce résultat, s'il se confirme dans le temps, irait dans le sens d'un transfert de la prise en charge vers les aidants familiaux, qu'elle soit facilitée par une offre de service et des limitations fonctionnelles moins complexes permettant aux familles de garder les proches au domicile, ou qu'elle s'impose du fait de la saturation de l'offre en établissement.

## 4.2. Limites

Dans cet article, nous opposons le recours à l'institution au maintien à domicile, sans toutefois tenir compte d'arbitrages possibles entre l'aide formelle au domicile et en établissement. Cette analyse devra donc être poursuivie, pour identifier si le moindre recours à l'institution pour certaines parties de la population s'est accompagné d'un plus fort recours à une prise en charge formelle à domicile. Nos données ne permettent pas de tenir compte de l'évolution de la prise en charge et des politiques publiques à destination des personnes en perte d'autonomie, ni d'identifier si les modifications des comportements de recours en établissement sont la volonté des personnes âgées ou si elles sont subies : elles pourraient l'être du fait d'un manque d'offre, de son coût, etc. Il apparaît que la prise en charge en établissement a peu évolué (Muller, 2017b), de même que celle à domicile (Carrère *et al.*, 2021). Or la disponibilité de l'offre apparaît comme un élément déterminant favorisant ou freinant le

recours à l'institution (Theisen, 2017 ; Charles & Sevak, 2005 ; Jette *et al.*, 1995 ; Carrère, 2021). De plus, les coûts de l'aide formelle en établissement ont augmenté : selon Muller (2017b), le tarif journalier de l'hébergement a progressé de 4.30 € entre 2011 et 2015. Ce constat est vérifié aussi pour l'aide formelle à domicile : les tarifs horaires des salariés à domicile rémunérés par des particuliers employeurs bénéficiaires de l'Allocation personnalisée d'autonomie (APA) ont augmenté de 17 % entre 2008 et 2015, soit davantage que le tarif horaire de référence sur lequel se fondent les départements pour calculer la part du tarif horaire financé par l'APA.

La sensibilité de la demande de prise en charge aux prix à domicile a été démontrée en France (Bourreau-Dubois *et al.*, 2014 ; Hégé, 2016 ; Roquebert & Tenand, 2017). Roquebert & Tenand (2017), par exemple, montrent qu'une augmentation de 10 % du reste-à-charge par heure d'aide formelle consommée diminuerait de 2 à 6 % le nombre d'heures d'aide consommées. En établissement, les résultats sont moins nets. Mais il apparaît une substitution entre les différentes modalités de prise en charge liée au différentiel de coûts entre les deux modes de prise en charge (Carrère & Jusot, 2020). Ces éléments suggèrent que la prise en compte de l'évolution des coûts relatifs, voire de celle de la disponibilité de l'offre, pourraient en partie rendre compte de la part ici inexplicite de l'évolution du taux d'institutionnalisation.

Enfin, les données disponibles ne nous permettent pas de mesurer avec précision les facteurs pris en compte dans cette étude : d'une part, l'entourage familial tel que mesuré ici ne reflète pas la disponibilité et la disposition des proches à aider, mais le fait que la personne ait des proches ; d'autre part, le statut socioéconomique mesuré par le niveau de diplôme rend peu compte du niveau de vie et de la capacité à assumer des coûts de prise en charge. Et on ne dispose pas d'information sur le patrimoine.

\* \*  
\*

Dans un contexte d'augmentation de la population âgée couplée à une faible création de places en établissement, il est difficile de démêler les raisons de la faible augmentation de la part des personnes âgées vivant en établissement.

10. Aux Pays-Bas, une agence indépendante évalue les besoins des personnes et prescrit un package de prise en charge.

Les données des enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016 ont été mobilisées pour analyser l'évolution passée du recours à l'institution et en comprendre les dynamiques, à la fois celles liées à un changement de composition de la population et celles liées à un changement de comportement de recours à l'institution.

Malgré les limites soulignées précédemment, il semble que les pratiques de recours à l'institutionnalisation associées aux différents facteurs ont peu changé sur la période étudiée et qu'il n'y a pas de signe d'une diminution de la propension à recourir aux établissements. Ce résultat, si les configurations d'offre restent inchangées dans les prochaines années, permet de conforter les hypothèses de stabilité de ces paramètres dans les modèles de projections pour les prévisions du nombre de maisons de retraite et de résidences autonomie à construire dans les prochaines années (Miron de l'Espinay & Roy, 2020).

Nos résultats montrent toutefois l'effet important de la présence de l'entourage familial, non pris en compte dans la plupart des modèles, qui diminue le recours : il s'avère un facteur important de la régulation du recours aux établissements, principalement pour les femmes. Ce résultat questionne le virage domiciliaire et ses conséquences à plus long terme. Il semble, en effet, que la disponibilité d'aidants potentiels ait été le facteur qui a le plus contribué à contrebalancer le vieillissement de la population âgée et l'accroissement de certaines restrictions d'activité. Ainsi, le virage domiciliaire semble reposer sur l'aide informelle et on peut s'interroger sur la soutenabilité de cette situation.

Par ailleurs, on pourrait recommander que les modèles de projection prennent mieux en considération ce facteur familial. Mais, comme nous l'avons souligné, il s'agirait de ne pas assimiler la présence de proches et leur rôle d'aidant.

Les préférences des personnes en perte d'autonomie en matière de recours à leurs proches peuvent se modifier à mesure que de nouvelles générations atteignent les grands âges, notamment avec la plus grande fréquence des recompositions familiales, des divorces aux âges élevés ou de l'éloignement géographique des familles (Bonnet *et al.*, 2021). Ces tendances peuvent à l'avenir modifier les liens entre la présence des proches et le maintien au domicile. Le choix de recourir à une aide professionnelle pourrait s'accroître, même avec un entourage familial plus présent.

De plus, nos résultats sur l'effet du sexe (et des incapacités chez les femmes) questionnent la possibilité donnée aux femmes de rester à domicile avec des incapacités. Les femmes, même si elles vieillissent plus souvent en couple qu'avant, sont toujours plus souvent veuves et se remettent moins en couple lorsqu'elles se séparent que les hommes. Elles restent autant, voire plus, contraintes de vivre en établissement lorsqu'elles avancent en âge. Si l'on estime qu'elles sont plus aptes à rester seules au domicile, on peut aussi s'interroger sur le rôle de contraintes, telles que le manque d'offre de prise en charge en établissement ou les difficultés à faire face aux coûts, qui les exposeraient davantage au risque de renoncer à une prise en charge en EHPA.

Les solutions de prise en charge doivent donc être établies pour répondre aux besoins d'une population âgée qui évolue. Alors que le rôle de l'entourage a fortement contribué au maintien au domicile, on peut s'interroger sur la pérennité de cette solution. Il s'agirait de proposer une offre professionnelle à domicile et en établissement qui puisse être ajustée aux besoins de celles et ceux qui n'auront pas l'option de se maintenir au domicile du fait de leurs incapacités, par choix ou en l'absence d'aidants familiaux. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Abdouni, S., Amrous, S., Antunez, K., Bazin, M., Boneschi, S., Calvo, M., Carrère, A., ... & Zemirli, Y. (2019).** L'aide et l'action sociales en France - Perte d'autonomie, handicap, protection de l'enfance et insertion. *Panoramas de la DREES*.  
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/panoramas-de-la-drees/laide-et-laction-sociales-en-france-perte-dautonomie-handicap>
- Alders, P., Comijs, H. & Deeg, D. (2017).** Changes in admission to long-term care institutions in the Netherlands: comparing two cohorts over the period 1996-1999 and 2006-2009. *European Journal of Ageing*, 14(2), 123. <https://doi.org/10.1007/s10433-016-0393-0>

- Algava, E. & Blanpain, N. (2021).** 68,1 millions d'habitants en 2070 : une population un peu plus nombreuse qu'en 2021, mais plus âgée. *Insee Première* N° 1881. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5893969>
- Andridge, R. R. & Little, R. J. A. (2010).** A Review of Hot Deck Imputation for Survey Non-response. *International Statistical Review*, 78(1), 40–64. <https://doi.org/10.1111/j.1751-5823.2010.00103.x>
- Arnault, L. (2015).** *La prise en charge des personnes âgées dépendantes : analyse microéconométrique de l'aide familiale*. Paris, Thèse de doctorat, École doctorale de Dauphine.
- Ben Jelloul, M., Bozio, A., Perdrix, E., Rain, A. & Toulemon, L. (à paraître).** Dynamic of the Disability Process in Ageing Populations. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*.
- Billaud, S. & Gramain, A. (2006).** Les déterminants de l'entrée en institution des personnes âgées. *Actualité et dossier en santé publique*, 56, 43–44. <https://www.hcsp.fr/Explore.cgi/Telecharger?NomFichier=ad564344.pdf>
- Blinder, A. S. (1973).** Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Boneschi, S. & Miron de L'Espinay, A. (2022).** Aides à l'autonomie des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix – Résultats 2019. *Les dossiers de la DREES* N° 99. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2022-07/dd99.pdf>
- Bonnet, C., Cambois, E. & Fontaine, R. (2021).** Dynamiques, enjeux démographiques et socioéconomiques du vieillissement dans les pays à longévité élevée. *Population*, 76, 225–325. <https://doi.org/10.3917/popu.2102.0225>
- 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>
- Bourreau-Dubois, C., Gramain, A., Lim, H., Xing, J. & Roquebert, Q. (2014).** Les déterminants du volume d'aide professionnelle pour les bénéficiaires de l'APA à domicile : le rôle du reste-à-charge. *Notes MODAPA* N° 1. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01085999v5/document>
- Boutchenik, B. & Maillard, S. (2019).** Méthodes économétriques de décomposition appliquées à l'analyse des inégalités. Insee, *Document de travail* N° M2019/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4130571>
- Böckerman, P., Johansson, E. & Saarni, S. I. (2012).** Institutionalisation and subjective well-being for old age individuals: is life really miserable in care homes? *Ageing and Society*, 32(7), 1176–1192. <https://doi.org/10.1017/S0144686X1100081X>
- BVA (2018).** En 2017, des Français moins inquiets et davantage demandeurs d'intervention publique – Synthèse des résultats. Paris: DREES. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-01/synthese2018\\_barometre\\_drees.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-01/synthese2018_barometre_drees.pdf)
- Calvet, L. & Pradines, N. (2016).** État de santé et dépendance des personnes âgées en institution ou à domicile. DREES, *Études et Résultats* N° 988. [https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/er\\_988.pdf](https://www.drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/er_988.pdf)
- Carrère, A. (2021).** Vivre en établissement pour personnes âgées dépendantes ou rester à domicile : le rôle du contexte territorial. *Population*, 76(2), 327–357. <https://doi.org/10.3917/popu.2102.0327>
- Carrère, A. & Dubost, C.-L. (2018).** Éclairage - État de santé et dépendance des seniors. In: Insee, *France, portrait social – Édition 2018*, coll. Références, pp. 71–88. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/3646032?sommaire=3646226>
- Carrère, A. & Jusot, F. (2020).** Modes de prise en charge de la perte d'autonomie : l'offre contraint-elle les choix des personnes âgées ? *Revue économique*, 71(6), 1069–1099. <https://doi.org/10.3917/reco.716.1069>
- Carrère, A., Couvert, N. & Missegue, N. (2021).** Un nouvel indicateur pour mesurer l'accessibilité géographique aux structures médico-sociales destinées aux personnes âgées. *Les Dossiers de la DREES* N° 88. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-12/DD88\\_0.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-12/DD88_0.pdf)
- Charles, K. K. & Sevak, P. (2005).** Can Family Caregiving Substitute for Nursing Home Care? *Journal of Health Economics*, 24, 1174–1190. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.05.001>
- Davin, B., Joutard, X., Paraponaris, A. & Verger, P. (2009).** Endogénéité du statut du répondant dans les enquêtes sur la santé. Quelles implications pour la mesure des besoins d'aide ? *Revue économique*, 2(60), 275–291. <https://doi.org/10.3917/reco.602.0275>
- de Meijer, C., Bakx, P., van Doorslaer, E. & Koopmanschap, M. (2015).** Explaining Declining Rates of Institutional LTC Use in the Netherlands: A Decomposition Approach. *Health Economics*, 24(Suppl. 1), 18–31. <https://doi.org/10.1002/hec.3114>
- de Meijer, C., Koopmanschap, M., d'Uva, T. B. & van Doorslaer, E. (2011).** Determinants of long-term care spending: Age, time to death or disability? *Journal of Health Economics*, 30(2), 425–438. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.12.010>

- Désesquelles, A. & Brouard, N. (2003).** Le réseau familial des personnes âgées de 60 ans ou plus vivant à domicile ou en institution. *Population*, 58, 201–227. <https://doi.org/10.3917/popu.302.0201>
- Dick, A., Garber, A. M. & MaCurdy, T. A. (1994).** Forecasting Nursing Home Utilization of Elderly Americans. In: D. A., Wise (Ed.), *Studies in the Economics of Aging*, Ch. 10. Chicago: University of Chicago Press. <http://www.nber.org/chapters/c7351>
- Diepstraten, M., Douven, R. & Wouterse, B. (2020).** Can your house keep you out of a nursing home? *Health Economics*, 29(5), 540–553. <https://doi.org/10.1002/hec.4001>
- Eurobarometer (2007).** Health and long-term care in the European Union. Report Special Eurobarometer. [https://data.europa.eu/data/datasets/s657\\_67\\_3\\_ebs283?locale=en](https://data.europa.eu/data/datasets/s657_67_3_ebs283?locale=en)
- Fairlie, R. W. (2005).** An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition Technique to Logit and Probit Models. *Journal of Economic and Social Measurement*, 30(4), 305–316. <https://doi.org/10.3233/JEM-2005-0259>
- Fizzala, A. (2016).** Dépendance des personnes âgées : qui paie quoi ? L'apport du modèle Autonomix. *Les dossiers de la DREES* N° 1. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/ddd1.pdf>
- Fontaine, R. & Juin, S. (2020).** L'implication des proches aidants dans le maintien de l'autonomie des personnes âgées : jusqu'à où ? *Médecine/sciences*, 36(12), 1188–1195. <https://doi.org/10.1051/medsci/2020226>
- France Alzheimer (2011).** Étude socio-économique « Prendre en soin les personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer : le reste à charge » – Principaux résultats 2010. Paris. [https://www.lagazettedescommunes.com/telechargements/france-alzheimer\\_etude\\_dependance\\_13012011.pdf](https://www.lagazettedescommunes.com/telechargements/france-alzheimer_etude_dependance_13012011.pdf)
- Freedman, V. A. (1996).** Family Structure and the Risk of Nursing Home Admission. *The Journals of Gerontology: Series B*, 51B(2), S61–S69. <https://doi.org/10.1093/geronb/51b.2.s61>
- Fuller-Thomson, E., Yu, B., Nuru-Jeter, A., Guralnik, J. M. & Minkler, M. (2009).** Basic ADL Disability and Functional Limitation Rates Among Older Americans From 2000–2005: The End of the Decline? *The Journals of Gerontology: Series A*, 64A(12), 1333–1336. <https://doi.org/10.1093/gerona/glp130>
- Garber, A. & MaCurdy, T. (1994).** Predicting nursing home utilization among the high-risk elderly. In: D. A., Wise (Ed.), *Issues in the Economics of Aging*, Ch. 6. Chicago: University of Chicago Press. <http://www.nber.org/chapters/c7117>
- Gaugler, J. E., Duval, S., Anderson, K. A. & Kane, R. L. (2007a).** Predicting Nursing Home Admission in the U.S.: A Meta-Analysis. *BMC Geriatrics*, 7(13). <https://doi.org/10.1186/1471-2318-7-13>
- Gaugler, J. E., Pot, A. M. & Zarit, S. H. (2007b).** Long-Term Adaptation to Institutionalization in Dementia Caregivers. *The Gerontologist*, 47(6), 730–740. <https://doi.org/10.1093/geront/47.6.730>
- Gramain, A. (1997).** *Décision de recours aux services professionnels dans la prise en charge des personnes âgées dépendantes : une modélisation dynamique et structurelle à choix discrets*. Toulouse. Thèse de doctorat, Sciences économiques, Université Toulouse III.
- Hajek, A., Brettschneider, C., Lange, C., Posselt, T., Wiese, B., ... & Group, A. S. (2015).** Longitudinal Predictors of Institutionalization in Old Age. *PLOS One*, 10(12). <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0144203>
- Hoerger, T. J., Picone, G. A. & 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. <http://www.jstor.org/stable/2109790>
- Hégé, R. (2016).** La demande d'aide à domicile est-elle sensible au reste-à-charge : une analyse multi-niveaux sur données françaises. *CES Working Papers* 2016.22, Centre d'économie de la Sorbonne. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-01306095/document>
- Jette, A. M., Tennstedt, S. & Crawford, S. (1995).** How Does Formal and Informal Community Care Affect Nursing Home Use? *The Journal of Gerontology: SerieB*, 50B(1), S4–S12. <https://doi.org/10.1093/geronb/50b.1.s4>
- Kemper, P. & Murtaugh, C. M. (1991).** Lifetime Use of Nursing Home Care. *The New England Journal of Medicine*, 324(9), 595–600. <https://doi.org/10.1056/NEJM199102283240905>
- Kemper, P., Komisar, H. L. & Alecxih, L. (2005).** Long-Term Care over an Uncertain Future: What Can Current Retirees Expect? *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 42(4), 335–350. [https://doi.org/10.5034/inquiryjrnl\\_42.4.335](https://doi.org/10.5034/inquiryjrnl_42.4.335)
- LaFerrère, A., van den Heede, A., van den Bosch, K. & Geerts, J. (2013).** Entry into institutional care: Predictors and alternatives. In: Börsch-Supan, A., Brandt, M., Litwin, H. & Weber, G. (Ed.), *Active ageing and solidarity between generations in Europe First Results from SHARE after the economic crises*, Ch. 22. Berlin, Boston: De Gruyter. <https://doi.org/10.1515/9783110295467.253>
- Larbi, K. & Roy, D. (2019).** 4 millions de seniors seraient en perte d'autonomie en 2050. *Insee Première* N° 1797. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4196949>

- Lockwood, L. M. (2018).** Incidental bequests and the choice to self-insure late-life risks. *American Economic Review*, 108(9), 2513–2550. <https://doi.org/10.1257/aer.20141651>
- Low, S. M. & Altman, I. (1992).** Place attachment. In: Altman, I. & Low, S. M. (Ed.), *Place Attachment*, Human Behavior and Environment, vol. 12. Boston, MA: Springer.
- Luppa, M., Luck, T., Matschinger, H., König, H. H. & Riedel-Heller, S. G. (2010).** Predictors of nursing home admission of individuals without a dementia diagnosis before admission – results from the Leipzig Longitudinal Study of the Aged (LEILA75+). *BMC Health Services Research*, 10(186). <https://doi.org/10.1186/1472-6963-10-186>
- Miron de l’Espinay, A. & Roy, D. (2020).** Perte d’autonomie : à pratiques inchangées, 108 000 seniors de plus seraient attendus en EHPAD d’ici à 2030. Projections de population âgée en perte d’autonomie selon le modèle lieux de vie et autonomie (Livia). DREES, *Études et Résultats* N° 1172. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-12/er1172.pdf>
- Miron de l’Espinay, A. & Ricroch, L. (2021).** En 2020, trois Ehpad sur quatre ont eu au moins un résident infecté par la Covid-19. DREES, *Études et Résultats* N° 1196. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-07/ER1196.pdf>
- Muller, M. (2017a).** 728 000 résidents en établissements d’hébergement pour personnes âgées en 2015 : Premiers résultats de l’enquête EHPA 2015. DREES, *Études et Résultats* N° 1015. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1015.pdf>
- Muller, M. (2017b).** L’accueil des personnes âgées en établissement : entre progression et diversification de l’offre. Résultats de l’enquête EHPA 2015. *Les dossiers de la DREES* N° 20. [https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd20\\_resultats\\_ehpa\\_2015.pdf](https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2020-08/dd20_resultats_ehpa_2015.pdf)
- Murtaugh, C. M., Kemper, P. & Spillman, B. C. (1990).** The Risk of Nursing Home Use in Later Life. *Medical Care*, 28(10), 952–962. <https://www.jstor.org/stable/3765581>
- Nihtilä, E., Martikainen, P., Koskinen, S., Reunanen, A., Noro, A. & Häkkinen, U. (2008).** Chronic conditions and the risk of long-term institutionalization among older people. *European Journal of Public Health*, 18(1), 77–84. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckm025>
- Oaxaca, R. (1973).** Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693–709. <https://doi.org/10.2307/2525981>
- Prévoit, J. (2009).** Les résidents des établissements d’hébergement pour personnes âgées en 2007. DREES, *Études et résultats* N° 699. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er699.pdf>
- Quentin, W., Riedel-Heller, S. G., Luppa, M., Rudolph, A. & König, H. (2010).** Cost of illness studies of dementia: a systematic review focusing on stage dependency of costs. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 121(4), 243–259. <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.2009.01461.x>
- Ratte, E. & Imbaud, D. (2011).** Accueil et accompagnement des personnes âgées en perte d’autonomie. Rapport du groupe n°3 sur la prise en charge de la dépendance, ministère des Solidarités et de la cohésion sociale. <https://www.vie-publique.fr/sites/default/files/rapport/pdf/114000334.pdf>
- Roquebert, Q. & Tenand, M. (2017).** Pay less, consume more? The price elasticity of home care for the disabled elderly in France. *Health Economics*, 26(9), 1162–1174. <https://doi.org/10.1002/hec.3531>
- Shen, D., Kuwahara, K. & Zablotsky, D. (2004).** Older women’s attachments to their home and possessions. *Journal of Aging Studies*, 18(2), 157–169. <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2004.01.006>
- Theisen, T. (2017).** What Makes People Nursing Home Residents: Individual Need or Municipalities’ Supply? In: Schofield, N. & Caballero, G. (Ed.), *State, Institutions and Democracy*, pp. 251–270. Springer International Publishing Switzerland 2017.
- Tomassini, C., Glaser, K., Wolf, D., Broese van Groenou, M. & Grundy, E. (2004).** Living arrangements among older people: an overview of trends in Europe and the U.S.A. *Population Trends*, 115, 24–34.
- Trabut, L. & Gaymu, J. (2016).** Habiter seul ou avec des proches après 85 ans en France : de fortes disparités selon les départements. Ined, *Population et Sociétés* N° 539. <https://doi.org/10.3917/popsoc.539.0001>
- Van Houtven, C. H. & Norton, E. C. (2021).** Informal care and health care use of older adults. *Journal of Health Economics*, 23, 1159–1180. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2004.04.008>
- Verbrugge, L. M. & Jette, A. M. (1994).** The Disablement Process. *Social Science & Medicine*, 38(1), 1–14. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)90294-1](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)90294-1)
- Wolinsky, F. D., Callahan, C. M., Fitzgerald, J. F. & Johnson, R. J. (1993).** Changes in functional status and the risks of subsequent nursing home placement and death. *Journal of Gerontology*, 48(3), S94–101.
- Yun, M. S. (2004).** Decomposition differences in the first moment. *Economics Letters*, 82(2), 275–280. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2003.09.008>



## ANNEXE 1

## MÉTHODE DE DÉCOMPOSITION

Les méthodes de décomposition ont initialement été développées pour mettre en évidence des phénomènes de discrimination salariale sur le marché du travail aux États-Unis, entre femmes et hommes (Oaxaca, 1973) ou entre individus blancs et noirs (Blinder, 1973). Fairlie (2005) transpose aux variables dichotomiques (vivre ou non en établissement dans notre cas) le modèle canonique d'Oaxaca-Blinder.

Nous présentons ici de manière synthétique le cadre d'analyse formel du modèle de Fairlie. Nous nous appuyons pour cela sur Boutchenik *et al.* (2019), en adaptant les notations à notre étude. Soit  $E_{2008}$  l'échantillon des individus observés en 2008 et  $E_{2015}$  l'échantillon des individus observés en 2015. On note  $\bar{Y}_t$  (pour  $t = 2008, 2015$ ) le taux d'institutionnalisation :

$$\bar{Y}_{2008} = \frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} Y_{i,2008} \quad \text{et} \quad \bar{Y}_{2015} = \frac{1}{N_{2015}} \cdot \sum_{i \in E_{2015}} Y_{i,2015}$$

avec  $N_t$  la taille de l'échantillon en  $t$  et  $Y_{i,t}$  une variable dichotomique égale à 1 si l'individu  $i$  réside en établissement en  $t$ , 0 sinon.

Pour décomposer l'écart de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015, on modélise dans un premier temps la probabilité individuelle de vivre en établissement à chacune des deux dates *via* un Logit simple :

$$P_{2008}(Y_i = 1|X_i) = F(X_i \beta_{2008}), \forall i \in E_{2008}$$

$$P_{2015}(Y_i = 1|X_i) = F(X_i \beta_{2015}), \forall i \in E_{2015}$$

où  $X_i$  correspond aux caractéristiques de l'individu  $i$ ,  $(\beta_{2008}, \beta_{2015})$  aux paramètres à estimer et  $F(\cdot)$  à la fonction de répartition de la loi logistique.

Les résultats d'estimation sont, dans un second temps, utilisés pour prédire le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si les caractéristiques de la population étaient restées inchangées par rapport à celles de 2008. Pour cela, on calcule pour chaque individu de 2008 sa probabilité de vivre en établissement sous l'hypothèse que ses caractéristiques individuelles seraient associées de la même façon qu'en 2015 à la probabilité de vivre en établissement :

$$\hat{P}_{2015}(Y_i = 1|X_i) = F(X_i \hat{\beta}_{2015}), \forall i \in E_{2008}$$

Le taux d'institutionnalisation attendu en 2015 si les caractéristiques de la population étaient restées identiques à celles de 2008 est alors égal à la moyenne de ces probabilités prédites :

$$\frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F(X_i \hat{\beta}_{2015})$$

L'écart de taux d'institutionnalisation ( $\bar{Y}_{2015} - \bar{Y}_{2008}$ ) peut alors se réécrire de la manière suivante :

$$\bar{Y}_{2015} - \bar{Y}_{2008} = \underbrace{\left( \frac{1}{N_{2015}} \cdot \sum_{i \in E_{2015}} Y_{i,2015} \right) - \left( \frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F(X_i \hat{\beta}_{2015}) \right)}_{\text{Effet de composition (ou part expliquée)}} + \underbrace{\left( \frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} F(X_i \hat{\beta}_{2015}) \right) - \left( \frac{1}{N_{2008}} \cdot \sum_{i \in E_{2008}} Y_{i,2008} \right)}_{\text{Part inexpliquée}}$$

L'effet de composition correspond à l'écart de taux d'institutionnalisation entre 2008 et 2015 expliqué par la différence des caractéristiques observées de la population aux deux dates. L'écart inexpliqué correspond quant à lui à un écart des probabilités moyennes entre 2008 et 2015 ne s'expliquant pas par la différence de composition (observable) de la population. Il rend compte d'une association différente en 2008 et 2015 entre les caractéristiques individuelles observées et la probabilité de vivre en établissement, ainsi que d'un résidu. Cet effet repose sur l'écart entre  $\hat{\beta}_{2008}$  et  $\hat{\beta}_{2015}$ . On parle ainsi généralement d'une différence de la « valorisation » des caractéristiques observées. Ici par exemple, une amélioration des aides au maintien à domicile des personnes modérément dépendantes pourrait déboucher sur une plus faible propension à vivre en établissement en 2015 qu'en 2008.

L'un des principaux intérêts du modèle d'Oaxaca-Blinder est de permettre de désagréger de manière relativement simple l'effet de composition pour estimer le rôle respectif de chaque caractéristique individuelle  $X_k$  dans la différence observée. C'est moins évident dans le cas d'une variable dichotomique.

Pour illustrer cette difficulté, supposons que deux variables seulement soient à l'origine de l'évolution du taux d'institutionnalisation : l'âge et le niveau de dépendance. La décomposition détaillée vise alors à évaluer le poids respectif de l'évolution de la structure par âge de la population et de l'évolution du niveau de dépendance sur l'évolution du taux d'institutionnalisation. Pour cela, on pourra par exemple mettre en œuvre une procédure séquentielle. On prédit tout d'abord le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si la structure par âge de la population de 2015 était celle de 2008. Pour estimer l'effet de composition lié à l'âge, on compare ensuite ce taux avec le taux d'institutionnalisation effectivement observé en 2015. Pour estimer l'effet de composition lié au niveau de dépendance, on compare ce même taux avec le taux d'institutionnalisation qu'on aurait observé en 2015 si à la fois la structure par âge et la structure par niveau de dépendance de la population de 2015 étaient celles de 2008. Dans un cadre non-linéaire, on montre que le résultat d'une telle décomposition est sensible à l'ordre dans lequel elle est opérée (Yun, 2004) : selon qu'on estime l'effet de l'âge puis l'effet de la dépendance ou l'inverse, les estimations de la contribution propre de chaque caractéristique seront différentes. Parmi les stratégies proposées dans la littérature pour résoudre cette difficulté nous adoptons ici celle de Yun (2004), qui permet d'obtenir une décomposition non sensible à l'ordre dans lequel sont introduits les variables. La méthode repose sur l'attribution à chaque variable  $X_k$  d'un poids  $W_k$  reflétant la contribution relative de l'écart de distribution de cette variable entre les deux groupes à l'écart observé de la variable d'intérêt :

$$W_k = \frac{\hat{\beta}_{k,2015} (\bar{X}_{k,2015} - \bar{X}_{k,2008})}{\sum_k \hat{\beta}_{k,2015} (\bar{X}_{k,2015} - \bar{X}_{k,2008})}$$

## ANNEXE 2

**DÉCOMPOSITION AGRÉGÉE ET DÉTAILLÉE DE L'ÉVOLUTION DU RECOURS À L'HÉBERGEMENT EN ÉTABLISSEMENT  
ENTRE 2008 ET 2015 (COEFFICIENTS DE RÉFÉRENCE DE 2008)**

		Coefficient	P > z	[Int. conf. à 95 %]
Décomposition agrégée :				
Évolution observée (variation totale)		0.008	0.025	[0.001;0.015]
Effet du changement de composition (part expliquée)		0.011	0.000	[0.009;0.013]
Effet non expliqué par la composition (part inexpliquée)		-0.003	0.372	[-0.009;0.004]
Décomposition détaillée :				
1 – Contribution à l'évolution du recours des changements de composition de la population par facteur				
Âge	70-79 (baisse)	+0.010	0.004	[0.003;0.016]
	80-89 (baisse)	+0.000	0.205	[-0.001;0.000]
	90+ (hausse)	+0.011	0.003	[0.004;0.018]
Sexe	Hommes (hausse)	0.000	0.931	[-0.001;0.001]
	Femmes (baisse)	0.000	0.931	[-0.001;0.001]
Diplôme	Pas ou peu diplômés (baisse)	+0.005	0.002	[0.002;0.008]
	Diplômés du secondaire (hausse)	-0.001	0.607	[-0.007;0.004]
	Diplômés du supérieur (hausse)	+0.001	0.119	[0.000;0.003]
Famille	Pas en couple (baisse)	-0.008	0.016	[-0.015;-0.002]
	En couple (hausse)	-0.008	0.016	[-0.015;-0.002]
	Sans enfant (baisse)	-0.003	0.028	[-0.007;0.000]
	Enfant(s) (hausse)	-0.003	0.028	[-0.007;0.000]
	Fratrerie (hausse)	-0.001	0.280	[-0.002;0.001]
	Pas de fratrie (baisse)	-0.001	0.280	[-0.002;0.001]
Incapacité	Autonome (hausse)	-0.003	0.017	[-0.005;-0.001]
	LF sans RA (baisse)	0.004	0.015	[0.001;0.008]
	LF et RA (hausse)	0.009	0.014	[0.002;0.017]
2 – Part de l'évolution expliquée par un changement des coefficients du lien entre facteurs et recours				
Âge	70-79	0.000	0.576	[-0.001;0.002]
	80-89	0.000	0.786	[-0.001;0.001]
	90+	0.000	0.507	[0.000;0.000]
Sexe	Hommes	0.000	0.538	[-0.001;0.001]
	Femmes	+0.001	0.538	[-0.001;0.002]
Diplôme	Pas ou peu diplômés	-0.002	0.401	[-0.006;0.003]
	Diplômés du secondaire	0.000	0.874	[-0.001;0.001]
	Diplômés du supérieur	0.000	0.455	[0.000;0.001]
Famille	Pas en couple	-0.002	0.387	[0.007;0.003]
	En couple	+0.002	0.387	[-0.002;0.006]
	Sans enfant	0.000	0.800	[0.000;0.000]
	Enfant(s)	0.000	0.800	[-0.001;0.002]
	Fratrerie	0.000	0.489	[-0.002;0.001]
	Sans fratrie	0.000	0.489	[-0.001;0.001]
Incapacité	Autonome	0.000	0.827	[-0.001;0.001]
	LF sans RA	-0.004	0.347	[-0.014;0.005]
	LF et RA	+0.001	0.302	[-0.001;0.004]
Non expliqué		+0.002	0.498	[-0.003;0.006]

Note : décomposition réalisée avec la méthode de Yun (2004). Des pondérations normalisées sont utilisées afin de tenir compte de la composition de la population selon le lieu d'habitation. Les coefficients estimés multipliés par 100 s'interprètent comme une variation du taux d'institutionnalisation en points de pourcentage.

Lecture : le fait que la proportion de personnes « Pas ou peu diplômées » ait baissé entre 2008 et 2015 a contribué à faire diminuer de 0.5 point de pourcentage le taux d'institutionnalisation des 75 ans ou plus entre 2008 et 2015.

Sources et champ : DREES, enquêtes HSM 2008, HSI 2009, CARE-Ménages 2015 et CARE-Institutions 2016. Individus de 75 ans ou plus résidant en France métropolitaine en 2008 et 2015 (à domicile et en établissement).