

Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes

Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations

Mahdi Ben Jelloul*, **Antoine Bozio****, **Elsa Perdrix*****, **Audrey Rain***
et **Léa Toulemon***

Résumé – Le présent article vise à effectuer des projections de la population dépendante âgée de 60 ans ou plus et à identifier les facteurs qui influencent ces projections. À ces fins, nous développons une nouvelle approche méthodologique permettant d'identifier le rôle de différents paramètres (par exemple, le changement de la probabilité de rester autonome, le changement de la répartition des gains de survie entre différents niveaux de dépendance) dans la prévision de la morbidité. Cet article se concentre sur l'aspect méthodologique de cette nouvelle méthode. Il fournit également, à titre d'illustration, une projection de la population de personnes âgées en situation de dépendance ou de handicap en France en 2060, à partir des données de l'enquête française CARE-M et de l'enquête européenne SHARE. Il montre notamment que conserver un ratio entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale similaire à celui observé dans le passé nécessite de formuler des hypothèses optimistes quant à l'évolution de la probabilité de rester autonome.

Abstract – *This paper aims at projecting the disabled population aged 60 or more, and at identifying the factors that impact those projections. To this aim, we develop a novel methodological approach which allows identifying the role of different parameters (e.g. a change in the probability to remain autonomous, a change in the distribution of survival gains across disability levels) in the forecast of morbidity. This paper focuses on the methodological aspect of this new method. It also provides, as an illustration, a projection of the French elderly disabled population in 2060, relying on the French CARE-M data and on the European data SHARE. It shows, among other results, that matching the past evolution of the disability-free life expectancy ratio to the total life expectancy requires optimistic assumptions regarding the evolution of the probability to remain autonomous.*

JEL : J14, I19, Z18

Mots-clés : microsimulation, vieillissement, handicap des personnes âgées, soins de longue durée
Keywords: microsimulation, ageing, elderly disability, long-term care

*Institut des politiques publiques (IPP) ; **École des Hautes Études en Sciences Sociales (EHESS), École d'économie de Paris et Institut des politiques publiques ; ***Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, Legos, UMR CNRS 8007. Correspondance : audrey.rain@ipp.eu

Nous remercions Marianne Tenand et Lucile Romanello pour leur contribution au présent article au tout début du projet. Nous remercions la rédactrice en chef et deux rapporteurs anonymes, ainsi que Paul Bingley, Emanuelle Cambois, Carl Emmerson, Pierre-Yves Geoffard, Johannes Geyer, Agnès Gramain, Peter Haan, Muriel Roger, Delphine Roy, Florence Jusot et tous les participants à la conférence de l'Association internationale de microsimulation et au Colloque international retraite et vieillissement organisé par la Caisse des dépôts pour leurs commentaires. Nous tenons à saluer l'appui financier de la Fondation Médéric Alzheimer, de l'Agence nationale de la recherche (ANR) dans le cadre de la subvention JP-Demographic ANR-15-MYBL-0001-01 pour le projet LONGLIVES et de la subvention européenne ANR-17-EURE-0001, ainsi que de la ville de Paris (dispositif Émergence(s)). Nous remercions également le CASD pour l'accès sécurisé aux données (ANR-10-EQPX-17).

Reçu en janvier 2022, accepté en octobre 2022. Traduit de "Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations".

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: Ben Jelloul, M., Bozio, A., Perdrix, E., Rain, A. & Toulemon, L. (2023). Dynamic of the Disablement Process in Ageing Populations. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 538, 13–30. doi: 10.24187/ecostat.2023.538.2090

Au cours de la dernière décennie, la demande en soins de longue durée a augmenté dans la plupart des pays développés. Compte tenu de l'allongement de l'espérance de vie et du vieillissement des générations du *baby-boom*, de nombreux experts craignent une forte augmentation des besoins d'aide aux personnes âgées en perte d'autonomie. D'ici 2050, 10 % de la population des pays de l'OCDE devrait avoir plus de 80 ans, contre 4 % en 2010 (Colombo *et al.*, 2011). Cela a incité les chercheurs à élaborer des modèles pour quantifier l'ampleur des besoins supplémentaires en matière d'aide aux personnes âgées. Aux États-Unis, le modèle de simulation dynamique du revenu (DynaSim, Johnson *et al.*, 2007 ; Favreault *et al.*, 2015) est le premier modèle de microsimulation dynamique à grande échelle. Sa version ultérieure a ensuite permis de modéliser l'état de santé des individus. L'évolution du besoin d'aide informelle (en provenance des proches) et d'aide formelle (en provenance des professionnels) est maintenant projetée grâce à des modèles de microsimulation au Canada (LifePaths, modèles POHEM – Hennessy *et al.*, 2015), en Espagne (DemoCare – Spijker *et al.*, 2022) et au Royaume-Uni (PacSim – Wittenberg *et al.*, 2020), par exemple. La principale question sous-jacente était de savoir quel scénario serait susceptible de prévaloir entre une réduction ou une expansion possible de la morbidité, c'est-à-dire si la baisse du taux de mortalité se traduirait par un nombre plus ou moins grand d'années de vie sans incapacité.

Les études précédentes peuvent être classées en deux grandes catégories. La première rassemble les projections qui s'inspirent des projections en matière de retraite : elles reposent principalement sur des mesures administratives de la santé et dépendent de facteurs socio-économiques plutôt que de caractéristiques de santé. Dans ces approches, les besoins d'aide pour la prise en charge de la dépendance sont déduits des statistiques de recours à l'aide ou des critères administratifs existants d'éligibilité à une allocation ou assurance compensant les dépenses associées à la dépendance (voir Rutter *et al.*, 2011 et Schofield *et al.*, 2018 pour les enquêtes ; Bontout *et al.*, 2002 ; Duée & Rebillard, 2006 ; Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 pour des études sur données françaises ; Hancock *et al.*, 2005 pour le Royaume-Uni ; Fukawa, 2012 pour le Japon). La principale limite de ce type de modélisation est que la projection est indépendante des changements sous-jacents de l'état de santé, sensible au taux de non-recours et fortement influencé par l'offre d'aide existante.

En outre, du fait de l'utilisation de mesures administratives de la santé, il est difficile de comparer les résultats entre les pays. Enfin, ces résultats sont sensibles à toute modification de la définition administrative de l'incapacité au fil du temps. Pour savoir si les pays développés sont confrontés ou non à une « bombe à retardement en matière d'aide », il faut étudier en profondeur le processus de vieillissement qui sous-tend l'évolution des besoins d'aide. La deuxième catégorie d'études utilise des modèles de microsimulation dynamique et s'appuie sur une approche épidémiologique de l'état de dépendance. Ces études s'appuient sur des données d'enquête fournissant des informations sur les limitations dans les activités de la vie quotidienne (AVQ) et dans les activités instrumentales de la vie quotidienne (AIVQ). Cette typologie distingue les activités nécessaires à la survie, tel que boire, manger, se laver, aller aux toilettes, etc. (AVQ) de celles qui, complétant les premières, permettent de vivre de façon autonome tel que faire le ménage, faire des courses, utiliser un téléphone, etc. (AIVQ). L'utilisation de mesures épidémiologiques plutôt qu'administratives permet d'inclure parmi les personnes en manque d'autonomie, celles qui ne demandent aucune allocation. La prévalence des différents niveaux de dépendance est projetée à l'aide de modèles, dont les intrants sont les rythmes d'évolution des maladies sous-jacentes menant aux différents niveaux de dépendance. Par exemple, Kingston *et al.* (2018b) projettent la prévalence de plusieurs maladies au Royaume-Uni à l'aide du modèle PacSim. Ahmadi-Abhari *et al.* (2017) prédisent la prévalence de la démence au Royaume-Uni à l'aide du modèle IMPACT-BAM (voir Norton *et al.*, 2013 pour une revue des modèles de microsimulation antérieurs sur la démence). Légaré *et al.* (2014) projettent le nombre de personnes dépendantes dans la population canadienne à l'aide de LifePaths, ou plus récemment à l'aide du modèle POHEM de Statistique Canada. Bien que cette approche utilise des mesures détaillées de l'état de santé et des maladies sous-jacentes, la mortalité est projetée séparément – à l'aide des projections officielles de mortalité – et l'évolution des maladies n'est pas prise en compte dans les taux de mortalité conditionnels. Les gains d'espérance de vie sont donc répartis de façon homogène sur tous les états de santé (incluant l'autonomie et la dépendance légère à grande). Il s'agit d'une hypothèse importante, car les projections relatives à la dépendance des personnes âgées dépendent en grande partie de la source des gains d'espérance de vie dans chaque état de santé. À notre connaissance, le modèle américain de FEM (Leaf *et al.*, 2020), estimé à

l'aide des données de l'enquête Santé et retraite (Health and Retirement Study, HRS), est le seul modèle permettant de déterminer la mortalité en partie en fonction du niveau de dépendance. Dans ce modèle, la mortalité dépend de l'âge, de l'origine ethnique, du sexe, de l'éducation, du tabagisme, des maladies chroniques et des limitations dans les AVQ et les AIVQ.

Le présent article porte sur cette deuxième catégorie d'approches. Nous proposons un modèle de microsimulation visant à projeter le niveau de dépendance des personnes âgées, avec une approche méthodologique nouvelle permettant d'identifier le rôle de différents paramètres dans la prévision de la morbidité. Nous nous concentrons sur la dynamique du processus de dépendance aux âges les plus avancés, c'est-à-dire sur la transition entre les différents états – ou niveaux – de dépendance plutôt que sur le nombre de personnes âgées dépendantes. Notre approche repose sur des scénarios théoriques concernant l'évolution des transitions entre les différents états. Elle est ainsi complémentaire à celle de Leaf *et al.* (2020), qui s'appuient sur les prévisions d'évolution de certaines maladies pour prédire l'évolution de la mortalité.

La première section de l'article présente les principales étapes de notre approche méthodologique : l'estimation des taux de transition entre les états de dépendance, l'élaboration des scénarios et la projection de la dépendance parmi les personnes âgées. Une caractéristique centrale de notre modèle de microsimulation est qu'il contient plusieurs options (et paramètres correspondants) pour répartir les baisses de la mortalité entre les différentes catégories de population et pour ajuster les transitions entre les états de dépendance en fonction du scénario envisagé, permettant ainsi d'identifier l'effet de chacun des paramètres. La deuxième section fournit une illustration de son application, avec une projection de la population de personnes âgées dépendantes en France en 2060 selon plusieurs scénarios. Nous nous appuyons sur les projections de mortalité de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), sur l'enquête CARE-M (une enquête sur les personnes âgées menée en France pour mesurer la prévalence de la dépendance et du handicap) et sur l'enquête SHARE sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe pour estimer les probabilités de transition entre les différents états de santé. La projection est réalisée suivant quatre scénarios correspondant à différentes façons d'attribuer les gains de survie entre les états de dépendance. Nous examinons également

l'effet d'une probabilité accrue de rester autonome. Notre scénario de référence repose sur une hypothèse standard concernant l'évolution de l'espérance de vie en France, ainsi que sur des hypothèses concernant les gains d'espérance de vie similaires à celles d'études précédentes (Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 ; Roussel, 2017). Nous montrons que ces hypothèses sont pessimistes sur l'évolution des gains d'espérance de vie sans incapacité et aboutissent à des projections contraires à l'évolution du rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale observée dans le passé. Symétriquement, nous soulignons que, pour que les projections soient en phase avec l'évolution passée de ce rapport, il est nécessaire de faire une hypothèse optimiste sur l'évolution de la probabilité de rester autonome.

1. Microsimulation du processus de perte d'autonomie

Le point de départ de la microsimulation est la répartition de la population d'intérêt (ici les personnes âgées de 60 ans et plus) entre états de dépendance ou handicap. La méthode procède ensuite selon les étapes suivantes :

1. Nous estimons les probabilités de transition d'un état à l'autre (section 1.1).
2. Nous utilisons des projections externes pour estimer les probabilités de décès selon l'âge et le sexe (section 1.2).
3. Nous décidons comment répartir les baisses de la probabilité de décès entre les états de dépendance (section 1.3).
4. Nous ajustons les transitions vers les états autres que le décès (section 1.4).
5. Nous choisissons comment attribuer les états de dépendance aux personnes venant d'entrer dans la catégorie des personnes âgées, c'est-à-dire celles de 60 ans (section 1.5).

Nous présentons des choix alternatifs pour ces étapes, aboutissant à différents scénarios sur l'évolution de la population âgée.

Nous définissons cinq états de dépendance en nous appuyant sur la définition épidémiologique de Barberger-Gateau *et al.* (2000) et de Pérès *et al.* (2005). Cela crée un outil plus flexible pour la projection de la dépendance qu'une mesure administrative, qui définit la dépendance par le fait de recevoir des allocations d'invalidité.

L'étude du processus de perte d'autonomie nécessite de faire un compromis entre la précision statistique de l'estimation et la capacité à décrire les trajectoires de la population. En outre, il faut

établir une échelle de la dépendance, dont la pertinence du point de vue du processus de vieillissement et du processus de perte d'autonomie est fondée sur des connaissances épidémiologiques. La plupart des études envisagent diverses combinaisons de limitations fonctionnelles et de limitations dans les AIVQ et les AVQ. Il n'existe cependant pas de méthode de référence pour mesurer le processus de perte d'autonomie, et l'échelle choisie varie d'une étude à l'autre. Nous choisissons de suivre Pérès *et al.* (2005), dont l'échelle reflète une perte progressive d'autonomie. Ainsi, nous considérons un total de quatre états de dépendance, plus un dernier état : le décès. L'état 0 (autonomie) correspond à l'absence de limitation ; l'état 1 (dépendance faible) à au moins une limitation fonctionnelle selon Rosow (Rosow & Breslau, 1966) ; l'état 2 (dépendance moyenne) à au moins une limitation fonctionnelle et une limitation dans les AIVQ (Lawton & Brody, 1969) ; et l'état 3 (dépendance élevée) à au moins une limitation fonctionnelle, une limitation dans les AIVQ et une limitation dans les AVQ (Katz *et al.*, 1970). L'état 4 est le décès¹.

Les limitations fonctionnelles de Rosow (Rosow & Breslau, 1966) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : faire 100 mètres à pied, monter plusieurs étages par les escaliers, soulever ou porter des poids de plus 5 kilos. Les limitations dans les AIVQ (Lawton & Brody, 1969) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : passer des appels téléphoniques, faire des courses, prendre des médicaments, gérer son argent. Pour les femmes, elles incluent également la préparation d'un repas chaud et les travaux ménagers. Les limitations dans les AVQ (Katz *et al.*, 1970) incluent les difficultés rencontrées dans les activités suivantes : se laver, s'habiller, aller aux toilettes, se mettre au lit ou en sortir, manger et couper sa nourriture. Nous résumons

les transitions potentielles entre ces différents états dans la figure I.

1.1. Probabilités de transition entre les états de dépendance et le décès

Nous considérons que, dans chaque état i (0 à 3), chaque individu a une probabilité non nulle de décéder ($i = 4$). Nous autorisons également les transitions dans les deux sens, dans la mesure où des améliorations du niveau de dépendance peuvent avoir lieu. Cependant, nous n'autorisons que les transitions d'un état donné à l'état le plus proche ou au décès. Par exemple, un individu de l'état 1 ne peut passer qu'à l'état 0, à l'état 2 ou au décès (figure I).

Nous estimons la probabilité qu'un individu passe d'un état de dépendance i à $t-1$ à un autre état j à t , conditionnellement à son état de dépendance à $t-1$ et aux caractéristiques observées X . Un tel processus de Markov est estimé par un modèle logit multinomial² (équation 1) :

$$\frac{P(Y_t = j | X_{t-1}, Y_{t-1} = i)}{P(Y_t = k | X_{t-1}, Y_{t-1} = i)} = \exp(X'_{t-1} \kappa_{ij}) \quad (1)$$

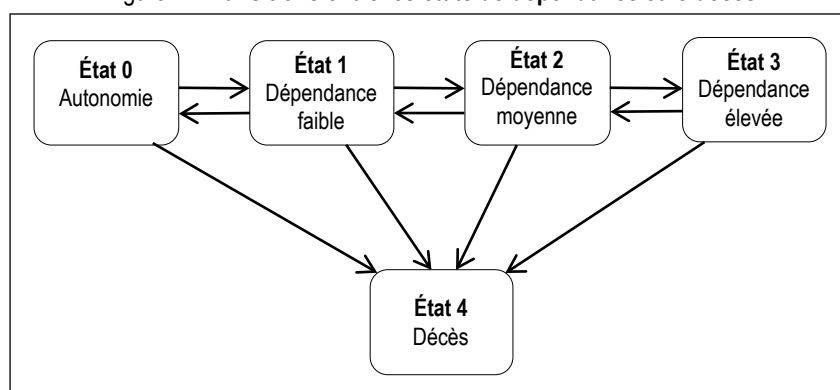
où Y_t est l'état observé à t , i appartient à $\{0, 1, 2, 3\}$, j et k à $\{0, 1, 2, 3, 4\}$, k étant différent de j . κ_{ij} est la probabilité conditionnelle de passer d'un état i à l'état j . Les caractéristiques individuelles (X_t) sont l'âge et le sexe. À noter que la projection ultérieure de la dépendance pourrait être améliorée en ajoutant des variables de contrôle.

Les effets marginaux estimés à la moyenne peuvent être présentés comme suit. Pour chaque

1. Des informations plus détaillées sur la définition des états de dépendance utilisée dans cet article et dans les études précédentes sont fournies dans l'Annexe.

2. Le modèle multilogit suppose l'indépendance des alternatives non pertinentes, selon laquelle l'ajout d'une option ne change pas les risques relatifs. Puisque nous autorisons uniquement les transitions vers l'état le plus proche, il n'est pas possible d'augmenter le nombre d'options. Ainsi, cette hypothèse n'est pas un problème dans notre modèle.

Figure I – Transitions entre les états de dépendance et le décès



âge a et chaque sexe g , la matrice $P_{a,g}$ décrit la probabilité de passer de l'état i à l'état j , de sorte que :

$$P_{a,g} = \begin{pmatrix} P_{0,0} & P_{0,1} & - & - & P_{0,4} \\ P_{1,0} & P_{1,1} & P_{1,2} & - & P_{1,4} \\ - & P_{2,1} & P_{2,2} & P_{2,3} & P_{2,4} \\ - & - & P_{3,2} & P_{3,3} & P_{3,4} \end{pmatrix}$$

Certaines probabilités de transition ne sont pas présentées, car elles sont considérées comme non « autorisées », comme $P_{1,3}$. Cependant, nous observons dans les données quelques cas de transitions jugées impossibles dans le modèle. En cas de transition « impossible », nous réassignons l'état final à l'état le plus proche autorisé. Par exemple, si nous observons une transition de l'état 1 à l'état 3 entre $t-1$ et t , nous réassignons l'individu à l'état 2 en t .

Nous estimons d'abord la matrice $P_{0|a,g}$ initiale à partir des données observées. Nous calons ensuite cette matrice en fonction des probabilités de décès observées pour obtenir une matrice $P_0^c|_{a,g}$. Par la suite, à chaque date t ($t > 0$), la matrice est calée en fonction des probabilités de décès prévues et selon plusieurs scénarios. Ainsi, les matrices incluent les probabilités calées P^c de passer de l'état i à l'état j . Ces matrices allant de 2015 ($t=0$) à 2060 ($t=45$), il y a donc 46 matrices P^c .

1.2. Probabilités de décès par âge et par sexe

Nous estimons la probabilité de décès calée inconditionnelle $P_{t,4}^c$ à l'aide des hypothèses démographiques formulées par l'Insee pour ses projections de population (Blanpain & Chardon, 2010)³.

Ces projections fournissent les probabilités de décès par âge et par sexe à chaque date. Nous utilisons ces probabilités de décès pour caler nos propres probabilités de décès $P_{t,4}^c$ par sexe et âge à chaque date t (avec les indices d'âge et de sexe implicites ici et dans les notations ci-dessous).

1.3. Calage des probabilités de décès par âge, sexe et état de dépendance

À chaque date t , nous attribuons la probabilité de décès globale calée $P_{t,4}^c$ (c'est-à-dire quel que soit l'état de dépendance initial) aux probabilités de décès conditionnelles $P_{i,t,4}$ (c'est-à-dire conditionnellement à l'état de dépendance initial i , avec $i \in \{0,1,2,3\}$). Le calage repose sur un paramètre, $\lambda \in [0,1]$, dont la valeur varie en fonction de la façon dont la baisse des probabilités de décès est attribuée. Nous testons trois

hypothèses concernant l'attribution des probabilités de décès inconditionnelles aux probabilités de décès conditionnelles. La première suppose une redistribution homogène ($\lambda = \lambda^h$). La deuxième et la troisième supposent une redistribution hétérogène avec la totalité de la baisse des probabilités attribuée soit aux états les plus autonomes, c'est-à-dire les états 0 et 1 ($\lambda = \lambda^a$), soit aux états les plus dépendants, c'est-à-dire les états 2 et 3 ($\lambda = \lambda^d$). Nous détaillons les trois hypothèses ci-dessous.

1.3.1. Attribution homogène de la diminution des risques de décès

La première hypothèse consiste à attribuer la diminution des probabilités de décès de façon homogène à tous les états de dépendance. Cela reflète une situation dans laquelle la diminution de la probabilité de décès globale est due à une diminution proportionnelle de la probabilité de décès dans chaque état initial. Il est important de noter que cela signifie que les rapports de cotes restent constants. Dans ce qui suit, nous utilisons cette hypothèse comme référence car, d'une part, c'est la plus facile à combiner avec nos autres hypothèses et, d'autre part, elle sert aussi de référence dans d'autres études (voir par exemple les modèles cités par Comas-Herrera *et al.*, 2006). En effet, cette hypothèse est implicite dans tous les modèles qui commencent par projeter la probabilité de décès puis appliquent la prévalence des états de dépendance aux individus vivants. Dans ces modèles, la prévalence de la dépendance selon l'âge et le sexe demeure constante dans le temps. Des modèles plus récents, comme celui présenté par Kingston *et al.* (2018a), appliquent une prévalence plus particulière à chaque état de dépendance, selon le scénario. Bien qu'habituel, ce scénario est néanmoins pessimiste au vu de la précédente décennie. En effet, il implique qu'une diminution de la mortalité à un âge donné engendre une augmentation proportionnelle de la probabilité de dépendance (c'est-à-dire le fait de se trouver dans les états 1, 2 et 3) à cet âge. Dans l'ensemble, en raison du vieillissement de la population, cela se traduit par une part de la vie plus longue en situation de dépendance qu'en bonne santé. En d'autres termes, la population

3. Ces projections simulent, pour chaque année jusqu'à une période de projection donnée, le nombre d'hommes et de femmes de chaque âge, en fonction d'hypothèses sur l'évolution de la fécondité, de la mortalité et de la migration. Différents scénarios sont examinés autour d'un scénario central. Notamment, les scénarios « Population jeune » et « Population âgée » utilisent des hypothèses qui conduisent, respectivement, à une proportion plus faible et plus élevée de personnes âgées de 60 ans ou plus. Par rapport au scénario central, les probabilités de décès sont plus faibles à chaque âge dans le scénario « Population âgée » et plus élevées dans le scénario « Population jeune », d'où une population plus âgée et une population plus jeune respectivement.

vieillit mais sa probabilité de dépendance à chaque âge reste constante.

Sur la base de cette hypothèse, nous pondérons de façon homogène toutes les probabilités de transition par un facteur λ^h à chaque date. Par conséquent, à chaque date $t \in [0, 45]$, nous obtenons :

$$\begin{aligned} P_{t,4}^C &= \lambda_t^h \frac{N_{t,0} \cdot P_{t,0,4} + N_{t,1} \cdot P_{t,1,4} + N_{t,2} \cdot P_{t,2,4} + N_{t,3} \cdot P_{t,3,4}}{N_t} \\ &= \lambda_t^h \frac{N_t \cdot P_{t,4}}{N_t} \end{aligned} \quad (2)$$

où $P_{t,4}^C$ est la probabilité de décès inconditionnelle calée à la date t . Nous notons N_t la population totale à la date t et $N_{t,i}$ la population initialement classée dans l'état de dépendance i à la date t , pour tout état de dépendance 0, 1, 2 ou 3.

L'équation 2 équivaut à :

$$\lambda_t^h = \frac{P_{t,4}^C}{P_{t,4}} \quad (3)$$

Ainsi, λ_t^h est le rapport entre la probabilité de décès calée et la probabilité de décès non calée.

1.3.2. Attribution hétérogène de la diminution des risques de décès

La deuxième et la troisième hypothèse, respectivement « gains de survie en situation d'autonomie » et « gains de survie en situation de dépendance », correspondent à la redistribution de la totalité de la baisse des probabilités de décès soit vers les individus les plus autonomes (c'est-à-dire ceux des états 0 et 1), soit vers ceux dans les états de dépendance les plus élevés (états 2 et 3)⁴. Ces deux hypothèses extrêmes sont les suivantes : *i*) Une situation dans laquelle la baisse du taux de mortalité n'est due qu'à une diminution du risque de décès pour les personnes les plus autonomes (par exemple, si le nombre d'accidents de la route mortels diminue) ; *ii*) Une situation dans laquelle les risques de décès ne diminuent que chez les personnes dépendantes (par exemple, si le taux de survie des personnes atteintes de la maladie d'Alzheimer augmente en raison des progrès de la médecine). Ces « scénarios extrêmes » montrent, toutes choses égales par ailleurs, l'ampleur maximale que la redistribution des baisses de la probabilité de décès peut avoir sur l'évolution du nombre de personnes âgées dépendantes et sur la morbidité. Des scénarios plus équilibrés pourraient définir des paramètres modifiant les rapports de cotes entre les quatre probabilités conditionnelles $P_{t,i,4}$.

Dans le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie », toute baisse de la probabilité de

décès se traduit entièrement par une baisse des probabilités de décès parmi les individus les plus autonomes (états 0 et 1). Ainsi, les probabilités de décès ne changent pas pour les états les plus dépendants (états 2 et 3)⁵.

Dans ce scénario :

$$\begin{aligned} \forall i \in \{0, 1\} : P_{t,i,4}^c &= P_{t,i,4} - \lambda_t^a \cdot P_{t,i,4} \\ \forall i \in \{2, 3\} : P_{t,i,4}^c &= P_{t,i,4} \end{aligned}$$

En conséquence :

$$\begin{aligned} N \cdot P_{t,4}^c &= N_0 \cdot P_{t,0,4} + N_1 \cdot P_{t,1,4} - \lambda_t^a \cdot (N_0 \cdot P_{t,0,4} + N_1 \cdot P_{t,1,4}) \\ &\quad + N_2 \cdot P_{t,2,4} + N_3 \cdot P_{t,3,4} \end{aligned}$$

Ce qui conduit à :

$$\lambda_t^a = N_t \frac{(P_{t,4} - P_{t,4}^c)}{N_0 \cdot P_{t,0,4} + N_1 \cdot P_{t,1,4}}$$

où λ_t^a est le rapport entre les gains de survie et les taux de mortalité des individus les plus autonomes.

Dans le scénario des « gains de survie en situation de dépendance », toutes les baisses de la probabilité de décès sont attribuées aux états de dépendance.

$$\begin{aligned} \forall i \in \{0, 1\} : P_{t,i,4}^c &= P_{t,i,4} \\ \forall i \in \{2, 3\} : P_{t,i,4}^c &= P_{t,i,4} - \lambda_t^d \cdot P_{t,i,4} \end{aligned}$$

En conséquence, nous obtenons :

$$\begin{aligned} N \cdot P_{t,4}^c &= N_0 \cdot P_{t,0,4} + N_1 \cdot P_{t,1,4} + N_2 \cdot P_{t,2,4} + N_3 \cdot P_{t,3,4} \\ &\quad - \lambda_t^d \cdot (N_2 \cdot P_{t,2,4} + N_3 \cdot P_{t,3,4}) \end{aligned}$$

Ce qui conduit à :

$$\lambda_t^d = \frac{N_t (P_{t,4} - P_{t,4}^c)}{N_2 \cdot P_{t,2,4} + N_3 \cdot P_{t,3,4}}$$

où λ_t^d est le rapport entre les gains de survie et les taux de mortalité des personnes les plus dépendantes.

1.4. Ajustement des transitions vers les états autres que le décès

Nous ajustons ensuite les transitions vers les états autres que le décès, c'est-à-dire les probabilités $P_{t,i,j}$, avec $i \in \{0, 1, 2, 3\}$ et $j \in \{0, 1, 2, 3\}$. Cela correspond à la trajectoire de la perte d'autonomie si $i < j$, ou au rétablissement si $j < i$.

4. Les probabilités de décès sont spécifiques au sexe et à l'âge, de sorte que les redistributions ne se produisent que dans chaque cellule âge×sexe.

5. Sauf dans les cas particuliers où il n'y a pas assez de personnes autonomes dans une cellule âge×sexe donnée pour absorber les baisses prévues des probabilités de décès.

Par définition, pour chaque état de dépendance initial i , la somme des probabilités de passage à tous les états finaux j doit être égale à 1, c'est-à-dire :

$$\forall t, \forall i \in \{0, 1, 2, 3\} :$$

$$P_{t,i,0} + P_{t,i,1} + P_{t,i,2} + P_{t,i,3} + P_{t,i,4} = 1$$

où $P_{t,i,j}$ est la probabilité de passer de l'état i à l'état j à la date t .

Le calage des probabilités de décès conditionnelles implique ensuite de modifier d'autres probabilités pour maintenir la somme des probabilités égale à 1 :

$$\forall t, \forall i \in \{0, 1, 2, 3\} :$$

$$P_{t,i,0}^c + P_{t,i,1}^c + P_{t,i,2}^c + P_{t,i,3}^c + P_{t,i,4}^c = 1$$

1.4.1. Ajustement homogène selon les probabilités : utilisation d'un facteur β

Nous ajustons les transitions vers les états autres que le décès afin de satisfaire aux deux contraintes susmentionnées. Nous ajustons les transitions conditionnelles vers le décès au moyen d'un paramètre β_t , de sorte que, pour tout état initial $i \in \{0, 1, 2, 3\}$:

$$\beta_{t,i} (P_{t,i,0} + P_{t,i,1} + P_{t,i,2} + P_{t,i,3}) + P_{t,i,4}^c = 1$$

Ce qui conduit à :

$$\beta_{t,i} = \frac{1 - P_{t,i,4}^c}{1 - P_{t,i,4}}$$

Dans le cas d'un calage homogène de la probabilité de décès conditionnelle, la formule est la suivante :

$$\beta_{t,i} = \frac{1 - \lambda_t P_{t,i,4}}{1 - P_{t,i,4}}$$

Cette situation se résume à l'hypothèse selon laquelle les rapports de cotes sont préservés dans les transitions autres que celles vers le décès. Pour un état initial donné i , la baisse de $P_{t,i,4}$ induit que toutes les probabilités $P_{t,i,j}$ (vers $j \neq 4$) augmentent de façon proportionnelle.

Cette hypothèse permet d'établir une référence claire et un scénario facilement comparable à nos scénarios alternatifs. Cette hypothèse est implicitement faite dans de nombreuses études précédentes. Cependant, nous la jugeons pessimiste. En effet, alors que la probabilité de décès diminue, les transitions entre les autres états restent similaires, de sorte que les risques relatifs d'être classé dans chaque état de dépendance à âge et sexe donnés restent constants. Par conséquent, nous présentons une hypothèse différente, dans laquelle les probabilités de transition entre

les états de dépendance (autres que le décès) sont traitées de façon hétérogène.

1.4.2. Ajustement hétérogène des probabilités de transition : exemple d'augmentation de la probabilité de rester autonome

Notre modèle permet de manipuler chaque probabilité individuellement. Ici, nous nous intéressons à la possibilité de modifier les rapports de cotes entre les probabilités de transition des individus dont l'état initial est l'autonomie. Nous considérons la probabilité de rester autonome $P_{0,0}$, qui correspond à la plus grande part des flux observés dans les données (voir section 2.2.1). Nous définissons un paramètre α qui impacte la probabilité de rester autonome de telle sorte que cette probabilité augmente si $\alpha > 1$. À noter que $P_{t,0,0}^c + P_{t,0,1}^c + P_{t,0,4}^c = 1$, en conséquence de quoi nous ajustons $P_{t,0,0}$ et $P_{t,0,1}$ de façon à obtenir :

$$P_{t,0,0}^c = \frac{\alpha \left(1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)} P_{t,0,0}$$

$$P_{t,0,1}^c = \frac{1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)} P_{t,0,1}$$

Ainsi, nous obtenons :

$$\frac{\alpha \left(1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)} P_{t,0,0} + \frac{1 + \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}}}{1 + \left(\alpha \frac{P_{t,0,0}}{P_{t,0,1}} \right)} P_{t,0,1} + \lambda_t P_{t,0,4} = 1$$

Si $P_{t,0,0}$ augmente, la trajectoire vers la dépendance ralentit, car les individus restent autonomes pendant une période plus longue. Les politiques publiques pouvant mener à une telle évolution incluent, par exemple, des programmes d'activité physique pour les personnes âgées autonomes.

Les probabilités de transition entre les états de dépendance 1, 2 et 3 sont ajustées de façon homogène, selon la méthode expliquée ci-dessus.

Dans les scénarios du présent article, nous calons le paramètre α de façon à ce que le rapport entre l'espérance de vie sans dépendance et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans reste approximativement constant (c'est le cas lorsque $\alpha = 1.015$) ou augmente (lorsque $\alpha = 1.03$). La crédibilité de ce choix est abordée dans l'Annexe en ligne S1 (lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Cette hypothèse de travail

correspond à une forte augmentation de la probabilité de rester autonome, qui peut ne pas être plausible compte tenu des tendances observées par le passé.

1.5. Attribution d'un état de dépendance aux futures personnes âgées

Dans la mesure où nos projections commencent avec une population âgée de 60 ans, nous devons attribuer un état de dépendance initial aux personnes venant d'avoir 60 ans qui sont simulées dans notre modèle. Cette attribution est faite en supposant que la prévalence de la dépendance pour les personnes venant d'avoir 60 ans diminue au taux θ au fil du temps. Ainsi, sachant que S_0^a est la part d'individus autonomes dans $t=0$, la part des personnes âgées ayant besoin d'aide (états 2 et 3) au moment t est calculée de sorte que :

$$1 - S_t^a = (1 - \theta)^{t-t_0} \cdot (1 - S_0^a)$$

En utilisant les données de SHARE (vagues 1 à 6), nous estimons que θ est égal à 0.1. Nous supposons que ce paramètre est constant dans le temps.

1.6. Résumé des hypothèses alternatives

Notre modèle de microsimulation permet de projeter la population âgée en situation de

dépendance selon différents scénarios, en combinant les options pour attribuer les baisses de la probabilité de décès et pour ajuster les transitions vers des états de dépendance autres que le décès. Ces options et les paramètres correspondants sont résumés dans le tableau 1. La comparaison de deux scénarios qui ne diffèrent qu'au niveau d'un seul paramètre permet d'évaluer l'importance de ce paramètre dans les résultats des projections.

2. Application : une projection de la population française en 2060

Cette section illustre la mise en œuvre de notre modèle. Nous projetons l'évolution de la population âgée en situation de dépendance en France et étudions la façon dont chaque paramètre affecte les résultats. Notre application repose sur deux enquêtes : l'enquête française CARE-M (2015) donne la prévalence initiale de la dépendance dans la population française en 2015 et le panel européen SHARE (2004 à 2017) donne les probabilités de transition utilisées pour projeter l'évolution des personnes âgées dépendantes au sein de la population française (voir l'encadré). Nous adaptons notre modèle aux prévisions de mortalité de l'Insee.

Tableau 1 – Résumé des options pour élaborer les scénarios

Options d'attribution de la baisse de la probabilité de décès aux états de dépendance initiaux ($P_{t,i,4}^C$)		
Attribution homogène (λ)	Attribution aux états d'autonomie (λ^a)	Attribution aux états de dépendance (λ^d)
Options d'ajustement sur les transitions autres que le décès ($P_{t,i,j}^C, j \neq 4$)		
Ajustement homogène (β)	Ajustement hétérogène (α)	

ENCADRÉ – Données

Enquête CARE-M :

L'enquête « Capacités, aides et ressources des seniors – Ménage » a été réalisée en 2015 par le ministère de la Santé. Elle est représentative de la population âgée de 60 ans et plus, vivant dans un logement ordinaire (i.e. hors établissements de santé ou d'hébergement pour personnes âgées). Cette enquête fournit des renseignements sur les caractéristiques socio-économiques et la santé d'environ 10 000 personnes. Nous utilisons ces données pour mesurer la prévalence initiale de la dépendance selon l'âge et le sexe. Nous utilisons les pondérations fournies dans l'enquête pour tenir compte du suréchantillonnage des personnes en mauvaise santé. Ainsi, les prévalences estimées sont représentatives par âge, sexe et état de dépendance.

La figure A montre que, pour les deux sexes, la proportion de personnes autonomes est supérieure à 80 % à l'âge de 60 ans. À 90 ans, 38 % des hommes et 18 % des femmes sont encore autonomes. La plus forte prévalence de la dépendance chez les femmes s'explique en partie par le fait bien connu qu'elles vivent plus longtemps que les hommes, même en situation de dépendance.

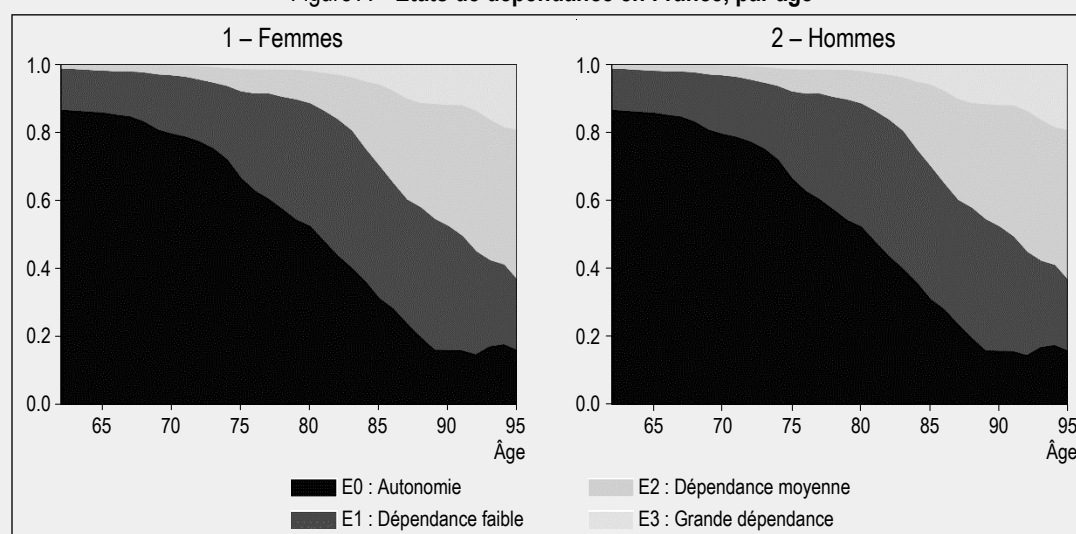
SHARE :

L'enquête sur la santé, le vieillissement et la retraite en Europe – ou « Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe », SHARE – (Börsch-Sulan, 2020) est une enquête en panel qui fournit des informations sur les personnes de 50 ans et plus vivant dans l'un des 21 pays européens inclus dans l'enquête. La première vague a été collectée en 2004/2005.



ENCADRÉ – (suite)

Figure A – États de dépendance en France, par âge



Échantillon : personnes âgées de 60 ans et plus, vivant en logement ordinaire en France, ayant répondu au questionnaire sur la santé. La figure A-1 s'appuie sur un échantillon de 6 519 femmes, la figure A-2 de 4 109 hommes.

Source : CARE-M, 2015.

Nous utilisons les données des vagues 4, 5 et 6 (menées respectivement en 2011, 2013 et 2015). Nous limitons notre échantillon aux personnes des pays enquêtés dans les vagues 4, 5 et 6, vivant dans un logement ordinaire, qui répondent à des questions sur la santé et sont observables durant au moins deux vagues consécutives (c'est-à-dire 4 et 5 ou 5 et 6). En raison de ces restrictions, nous considérons des individus venant de 13 pays : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Estonie, France, Italie, Pays-Bas, République tchèque, Slovaquie, Suède et Suisse. L'inclusion de ces pays dans l'échantillon, au lieu de se restreindre à la France, nous permet de mesurer un large éventail d'états de dépendance, tout en conservant une puissance statistique suffisante.

La population cible (pour la première vague) est constituée de personnes nées en 1954 ou avant et leur conjoint le cas échéant, indépendamment de son âge. Les questions concernant la santé sont légèrement différentes dans SHARE et dans CARE-M.

Nous sélectionnons, comme dans les données de CARE-M, les personnes âgées de 60 ans et plus. Nous nous appuyons sur les données de SHARE pour estimer la matrice $P|a,g$ et la probabilité de passer de l'état i à l'état j pour chaque âge a et pour chaque sexe g . Nous n'utilisons pas les pondérations individuelles de SHARE, car les probabilités de transition sont conditionnelles à l'âge, au sexe et au pays. Ces probabilités de transition sont ensuite calibrées pour correspondre aux cibles de mortalité, comme décrit à la section 1.2.

L'Annexe en ligne S2 fournit des renseignements supplémentaires sur les données de SHARE, sur notre échantillon et les choix que nous avons faits pour harmoniser les projections de population issues des données de SHARE et de CARE-M.

Données de projection de l'Insee :

Nous utilisons les projections de mortalité de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) afin d'aligner notre modèle de microsimulation sur des cibles démographiques crédibles (Blanpain & Buisson, 2019). Nous nous appuyons sur les projections de 2013. Des projections plus récentes sont disponibles, mais elles sont postérieures à l'année au cours de laquelle nous mesurons la prévalence initiale, c'est-à-dire 2015. Nous considérons le scénario démographique central, qui correspond à la projection de population standard. Les hypothèses sous-jacentes en termes d'espérance de vie, de fécondité et de migration sont détaillées dans le tableau A. Nous utilisons les probabilités de décès âge×sexe pour calibrer les probabilités de décès $P_{t,4}^C$ par sexe et par âge à chaque date t .

Tableau A – Hypothèses démographiques de 2015 à 2060

	Population jeune	Population intermédiaire	Population âgée
Espérance de vie Femmes	88.6 ans	91.1 ans	93.6 ans
Espérance de vie Hommes	83.5 ans	86.0 ans	88.5 ans
Taux de fécondité	2.1	1.95 à partir de 2015	1.8
Migration nette	+150 000	+100 000	+50 000

Note : les hypothèses démographiques sous-jacentes à la population jeune impliquent une espérance de vie de 88.6 ans pour les femmes et de 83.5 ans pour les hommes, un taux de fécondité de 2.1 et une migration nette de 150 000 personnes.

Source : Blanpain & Chardon (2010).

2.1. Scénarios

Nous présentons cinq scénarios qui résultent de différentes combinaisons des options résumées au tableau 1.

Dans le scénario de référence, nous projetons le nombre de personnes dans chaque état de dépendance selon une attribution homogène de la mortalité par état de dépendance initial. Nous ajustons ensuite les autres transitions de façon homogène. Dans ce scénario, les sources des gains d'espérance de vie ne sont pas spécifiques aux personnes dans un état de dépendance particulier : ils peuvent découler, par exemple, d'une augmentation globale des investissements consacrés aux hôpitaux ne visant pas certains services plutôt que d'autres.

Et au contraire, les scénarios « Autonomie » et « Dépendance » sont des cas extrêmes de baisse de la probabilité de décès résultant du ciblage de populations spécifiques (en bonne santé ou en mauvaise santé). Par exemple, le scénario « Autonomie » pourrait correspondre à une situation dans laquelle une campagne de prévention nationale vise à détecter le cancer du sein chez les femmes. Cela augmente ainsi l'espérance de vie des personnes qui sont relativement autonomes. En revanche, le scénario « Dépendance » pourrait refléter la décision d'investir dans les soins aux personnes touchées par la maladie d'Alzheimer ou dans la recherche de traitements de cette maladie. Techniquement, les deux scénarios correspondent à une attribution différente de la baisse de la probabilité de décès et à un changement correspondant

du paramètre. À noter que cette approche est plus flexible que celle de Leaf *et al.* (2020), qui appliquent uniformément un « facteur de réduction » aux probabilités de décès pour saisir l'effet de l'innovation médicale. Au contraire, nous permettons ici que les probabilités de décès varient en fonction de l'état de dépendance initial.

Les deux derniers scénarios (« Rester autonome ») consistent à augmenter la probabilité de rester autonome, les autres paramètres étant constants. Cela pourrait correspondre, par exemple, à une campagne nationale favorisant l'activité physique chez les personnes âgées. Le scénario « Rester autonome – augmentation de 1.5 % » consiste à fixer l'augmentation annuelle de la probabilité de rester autonome à 1.5 %. Dans ce contexte, le rapport entre l'espérance de vie sans perte d'autonomie et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans reste à peu près constant dans nos simulations. Le scénario « Rester autonome – augmentation de 3 % » repose sur une augmentation de 3 % de cette probabilité.

Les scénarios et les hypothèses établies pour chacun d'entre eux sont présentés au tableau 2. Un rappel des paramètres du modèle est fourni au tableau 3.

Notre scénario de référence repose sur des hypothèses plutôt pessimistes. En particulier, une attribution homogène de la baisse de la probabilité de décès dans tous les états implique qu'une augmentation de l'espérance de vie se traduit par une plus grande part d'espérance de vie avec perte d'autonomie.

Tableau 2 – Définition de cinq scénarios

Scénario	Option 1 Attribution de la baisse de la mortalité	Option 2 Ajustement des autres transitions
Référence	Homogène	Homogène
Gains de survie en situation d'autonomie	Autonomie	Homogène
Gains de survie en situation de dépendance	Dépendance	Homogène
Rester autonome – augmentation de 1.5 %	Homogène	Hétérogène
Rester autonome – augmentation de 3.0 %	Homogène	Hétérogène

Tableau 3 – Paramètres des modèles

Paramètre	Définition	Formule
λ	Poids appliqué aux probabilités de mortalité	$\lambda = \frac{P_4^{INSEE}}{\sum P_{i,A} N_i}$
μ	Part des gains d'espérance de vie attribués aux états d'autonomie	$\mu = 0 \text{ or } \mu = 1$
β	Poids appliqué aux transitions entre les états de dépendance	$\beta = \frac{1 - \lambda \cdot P_{i,A}}{1 - P_{i,A}}$
α	Évolution de la probabilité de rester autonome	$\alpha = 1 \text{ or } \alpha = 1.015 \text{ or } \alpha = 1.03$
θ	Diminution (en %) de la part des personnes dépendantes âgées de 60 ans	Exogène, $\theta = 0.1$

Note : $P_{i,A}$ est la probabilité de décéder d'une personne dans l'état i , N_i est la population dans l'état i , P^{INSEE} sont les projections de mortalité de l'Insee.

Une telle hypothèse est implicitement faite dans plusieurs études, par exemple celles citées par Comas-Herrera *et al.* (2006). Il s'agit d'une hypothèse cruciale, car les projections relatives à la dépendance des personnes âgées dépendent en grande partie de la source des gains d'espérance de vie. Ici, nous rendons cette hypothèse explicite dans le modèle. Nous montrons ensuite dans quelle mesure ce choix affecte la projection de la population en situation de dépendance ou de handicap.

2.2. Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats de l'application de notre modèle de microsimulation. Nous présentons d'abord les probabilités de transition estimées à l'aide des données de SHARE, puis l'évolution projetée de la population âgée dépendante dans les scénarios définis ci-dessus.

2.2.1. Probabilités de transition

Le tableau 4 présente les probabilités moyennes de passer d'un état de dépendance à un autre, conditionnellement aux caractéristiques observées (âge et sexe)⁶.

Nos probabilités de transition sont estimées sur un échantillon de 13 pays européens, ce qui nous permet d'atteindre une puissance statistique acceptable pour estimer les transitions sur une échelle de 5 niveaux. Mais cela peut avoir plusieurs inconvénients en contrepartie. Nous réalisons donc divers tests de robustesse. Premièrement, nous vérifions si cet échantillon est représentatif de la situation en France, en comparant les probabilités de transition mesurées pour l'ensemble de l'échantillon et pour l'échantillon restreint aux individus français (voir l'Annexe en ligne S3, section 2). Nous voulons également nous assurer que nos résultats ne sont pas sensibles aux spécificités de certains des 13 pays sélectionnés. Une comparaison des probabilités de transition de référence avec les

estimations d'échantillons alternatifs de pays montre qu'elle ne modifie pas nos principaux résultats (voir l'Annexe en ligne S3, section 3). Nous vérifions également que l'inclusion de variables de contrôle supplémentaires dans l'estimation ne modifie pas ces résultats (voir l'Annexe en ligne S3, section 4). Pour finir, nous vérifions que, lorsque des transitions aux états non immédiatement voisins sont identifiées et modifiées, seule une petite partie de notre échantillon est concernée. Nous vérifions que nos résultats ne sont pas sensibles à ces modifications (voir l'Annexe en ligne S3, section 5).

Le processus de perte d'autonomie varie selon le sexe. L'Annexe en ligne S4 fournit des résultats supplémentaires, en séparant les hommes et les femmes en deux échantillons distincts (voir le tableau S4-1 de l'Annexe en ligne S4). Les écarts entre les sexes sont plus frappants dans les deux états de dépendance les plus importants, notamment en ce qui concerne les probabilités de décès.

Dans la mesure où les probabilités de transition ont changé ces dernières années, l'utilisation des anciennes vagues de l'enquête SHARE pourrait nuire à la qualité de l'estimation du processus de perte d'autonomie. Nous avons utilisé les plus anciennes vagues de SHARE au lieu des plus récentes (voir le tableau S4-2 de l'Annexe en ligne S4), et cela n'engendre que des changements mineurs.

2.2.2. Projection de la population âgée dépendante

Nous illustrons maintenant les résultats pouvant être obtenus à l'aide de ce modèle de microsimulation, en tenant compte du nombre de personnes âgées dépendantes qui sont projetées jusqu'en 2060 et de la façon dont ces projections varient

6. À titre d'exemple, nous présentons également les prédictions ajustées de nos modèles logit multinomiaux pour une femme de 70 ans et un homme de 70 ans, à la section 1 de l'Annexe en ligne S3.

Tableau 4 – Estimation des probabilités de transition entre les états de dépendance

	Autonomie (E0)	Niveau de dépendance			Décès (E4)
		Faible (E1)	Moyen (E2)	Important (E3)	
E0	0.82	0.16	x	x	0.02
E1	0.34	0.36	0.23	x	0.07
E2	x	0.33	0.27	0.26	0.13
E3	x	x	0.27	0.50	0.23

Note : la probabilité de rester autonome est estimée à 82 %. Une personne ayant une dépendance faible (E1) présente une probabilité de retrouver son autonomie (E0) de 34 %, de conserver une dépendance faible de 36 %, de devenir moyennement dépendante (E2) de 23 % et de décéder (E4) de 7 %.

Échantillon : personnes âgées de 60 ans et plus, dans l'un des 13 pays inclus (cf. encadré), ayant répondu au questionnaire sur la santé dans au moins deux vagues consécutives. Nous excluons les conjoints de l'échantillon.

Source : vagues 4, 5 et 6 de l'enquête SHARE.

selon les scénarios. Nous utilisons les probabilités de transition spécifiques à chaque âge×sexe mentionnées précédemment, en recalant les probabilités de décès à l'aide des prévisions de mortalité de l'Insee pour chaque année. Par exemple, la première étape consiste à réajuster les probabilités de décès de 2015 pour qu'elles soient égales aux probabilités de décès fournies dans les prévisions de population de l'Insee en 2015 à partir de son scénario démographique central.

La figure II montre l'évolution du nombre de personnes dépendantes dans le scénario de référence, dans lequel les gains d'espérance de vie sont redistribués de façon homogène entre les états de dépendance. Selon nos projections, nous estimons que, en 2060, 2.7 millions de personnes seront dans un état de grande dépendance (état 3, signifiant qu'elles ont au moins une limitation fonctionnelle, une limitation dans les AIVQ et une limitation dans les AVQ). Cette prévision est plus pessimiste que la projection française fondée sur une approche administrative de la dépendance (par exemple, Charpin & Tlili (2011) projettent environ 2.3 millions de personnes âgées dépendantes). Elle est compatible avec le principe selon lequel la mesure épidémiologique de la dépendance prend en compte les personnes qui ne demandent pas d'allocation.

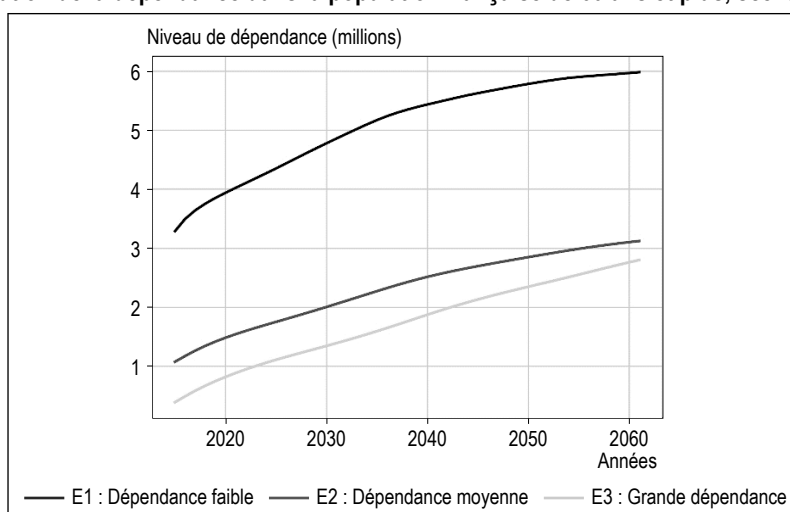
La figure III montre l'évolution du nombre de personnes moyennement et très dépendantes (celles classées dans les états 2 et 3, c'est-à-dire avec des limitations dans les AIVQ ou les AVQ) parmi la population âgée de 60 ans ou plus, dans tous les scénarios. Nous avons fixé le scénario de référence à 100 afin que toute divergence corresponde à la différence

entre la projection d'un scénario et le scénario de référence.

Premièrement, nous comparons la projection du scénario de référence aux scénarios « Gains de survie en situation d'autonomie » et « Gains de survie en situation de dépendance » (figure III-A). Le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie » conduit à anticiper 15 % de personnes moyennement ou très dépendantes de moins que dans le scénario de référence en 2060. À mesure que la probabilité de décès des personnes autonomes diminue, et parce que tous les gains de survie leur sont attribués, elles restent plus longtemps dans l'état d'autonomie. Le nombre de personnes moyennement ou très dépendantes prévu est plus faible que dans le scénario de référence. La baisse de la probabilité de décès dans le scénario de dépendance aboutit sur une population comprenant 10 % de personnes âgées moyennement ou très dépendantes de plus que dans le scénario de référence en 2060. Cela est dû au fait que l'espérance de vie des personnes dépendantes augmente. Vers 2030, la différence entre les deux scénarios et le scénario de référence reste constante, en raison de l'arrivée progressive des *baby-boomers* dans les états de dépendance. Dans le scénario de référence, le nombre de personnes dépendantes est déjà important à partir de 2030, ce qui implique que la différence avec les deux scénarios reste constante par la suite.

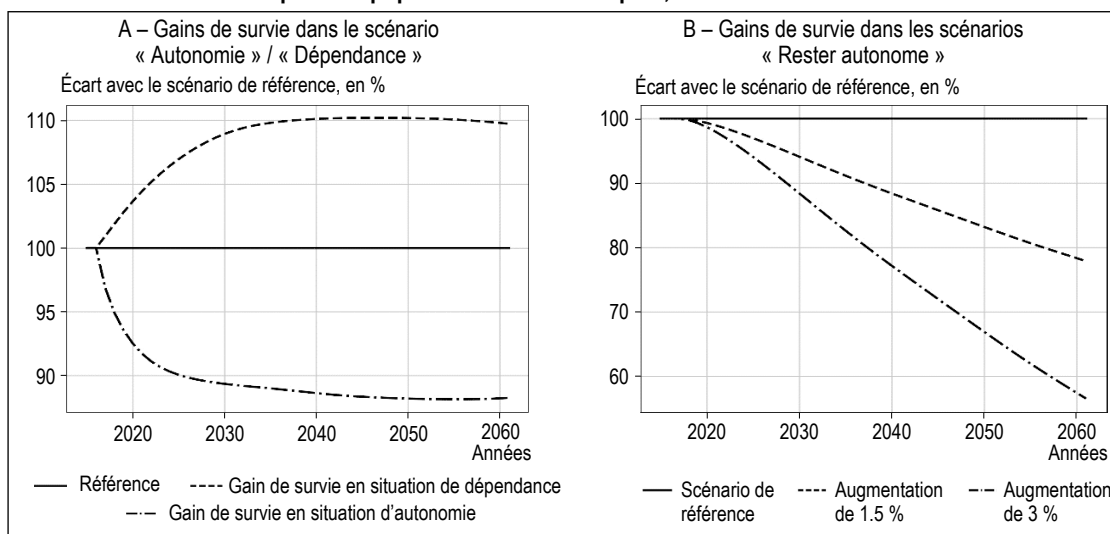
Nous comparons ensuite les projections du scénario de référence aux scénarios « Rester autonome » (figure III-B). Le premier scénario, dans lequel nous avons fixé l'augmentation annuelle de la probabilité de rester autonome à 1.5 % (de sorte que le rapport entre l'espérance

Figure II – Évolution de la dépendance dans la population française de 60 ans et plus, scénario de référence



Échantillon : toutes les personnes âgées de 60 ans et plus.

Figure III – Évolution de la dépendance (limitations dans les AIVQ ou les AVQ) parmi la population de 60 ans et plus, selon le scénario



Note : Figure A : la dépendance inclut les personnes classées dans les états 2 ou 3. En 2060, le scénario « Gains de survie en situation de dépendance » conduit à une prévision de 1.1 fois plus de personnes dépendantes que le scénario de référence. Le scénario « Gains de survie en situation d'autonomie » conduit à une prévision de 1.11 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Figure B : en 2060, le scénario « Augmentation de 1.5 % de la probabilité de rester autonome » conduit à une prévision de 1.28 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Le scénario « Augmentation de 3 % » conduit à une prévision de 1.81 fois moins de personnes dépendantes que le scénario de référence. Mécaniquement, lorsque nous ne modifions pas la probabilité de rester autonome l'écart avec le scénario de référence est nul.

de vie sans perte d'autonomie et l'espérance de vie totale à 65 ans reste approximativement constant), conduit à anticiper 20 % de personnes moyennement ou très dépendantes de moins que dans le scénario de référence, où la probabilité de rester autonome est constante dans le temps. Le fait de fixer l'augmentation de la probabilité à 3 % aboutit sur environ 45 % de personnes moyennement ou très dépendantes en moins.

Ces résultats reposent sur les hypothèses démographiques du scénario central de l'Insee. Afin de tester la sensibilité de nos résultats à ces hypothèses démographiques, nous avons adopté alternativement les hypothèses des scénarios « Population jeune » et « Population âgée » des projections de l'Insee (cf. encadré et tableau A). Ces hypothèses conduisent à des proportions de personnes moyennement et très dépendantes (dans les états 2 et 3) qui sont respectivement inférieures de 12 % et supérieures de 20 % à celles obtenues à l'aide des hypothèses démographiques du scénario central. Ces résultats sont présentés dans l'Annexe en ligne S4.

2.2.3. Projection des tendances de morbidité

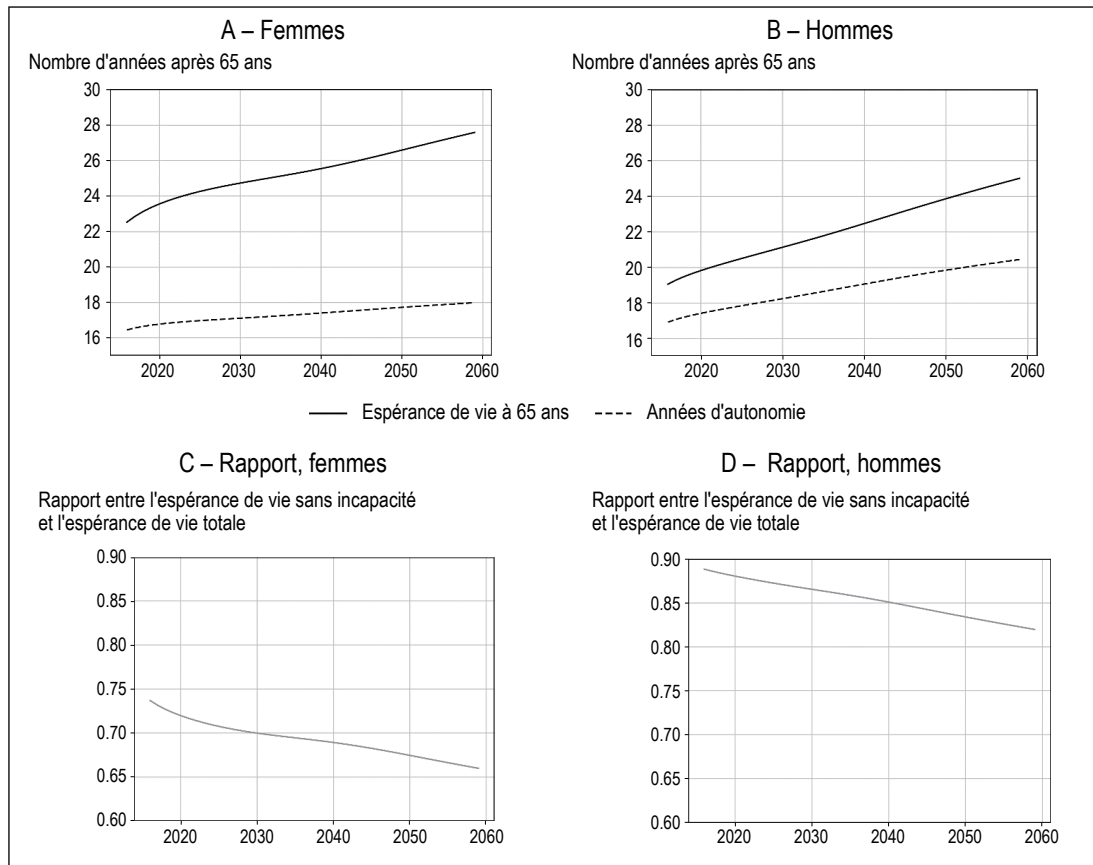
Nous passons maintenant à la projection de l'espérance de vie sans incapacité par rapport à l'espérance de vie totale. Nous calculons le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans. Les années sans incapacité sont toutes les années passées dans l'état 0 ou 1, c'est-à-dire sans aucune limitation dans les AIVQ ou les AVQ.

La figure IV montre le nombre prévu d'années sans incapacité à l'âge de 65 ans par rapport à l'espérance de vie totale à l'âge de 65 ans dans le scénario de référence. Pour les hommes, la projection établie pour 2060 conduit à anticiper qu'à l'âge de 65 ans, en moyenne, les années sans incapacité représenteront 20.5 des 24.7 années d'espérance de vie restante. Cela correspond à un rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale de 0.82. Pour les femmes, en 2060 ce rapport s'abaisse à 0.65, correspondant à 17.9 années de vie sans incapacité sur les 27.5 années d'espérance de vie.

Ces prévisions sont relativement pessimistes, en cohérence avec les hypothèses pessimistes retenues. En effet, l'espérance de vie sans incapacité devrait augmenter moins rapidement que l'espérance de vie, en particulier chez les femmes. Les tendances observées sur le passé reflètent l'inverse : Cambois *et al.* (2008) montrent que, entre les années 1980 et 2002-2003, pour les hommes comme pour les femmes, l'espérance de vie sans incapacité (en ne tenant compte que des dépendances importantes) a plus augmenté que l'espérance de vie totale.

Plusieurs études antérieures projetant l'évolution du nombre de personnes âgées dépendantes supposaient dans leur scénario central que le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale resterait constant (Lecroart *et al.*, 2013 ; Marbot & Roy, 2015 ; Roussel, 2017).

Figure IV – Espérance de vie totale et espérance de vie sans incapacité à 65 ans, scénario de référence



Note : Dans le scénario de référence, l'espérance de vie sans incapacité des femmes est d'environ 16,5 ans en 2015 pour atteindre à 17,9 ans en 2060, tandis que l'espérance de vie totale varie de 22,5 ans à 27,5 ans en 2060. Le ratio de ces deux grandeurs valait 74 % en 2015 pour atteindre 65 % en 2060. L'espérance de vie sans incapacité, respectivement totale, des hommes varie de 17, respectivement 19, en 2015 à 20,5, respectivement 24,7. Le ratio passe donc de 89 % à 82 %.

Nous regardons maintenant si des hypothèses plus optimistes peuvent engendrer une projection du rapport entre espérance de vie sans incapacité et espérance de vie totale plus conforme aux tendances et études antérieures.

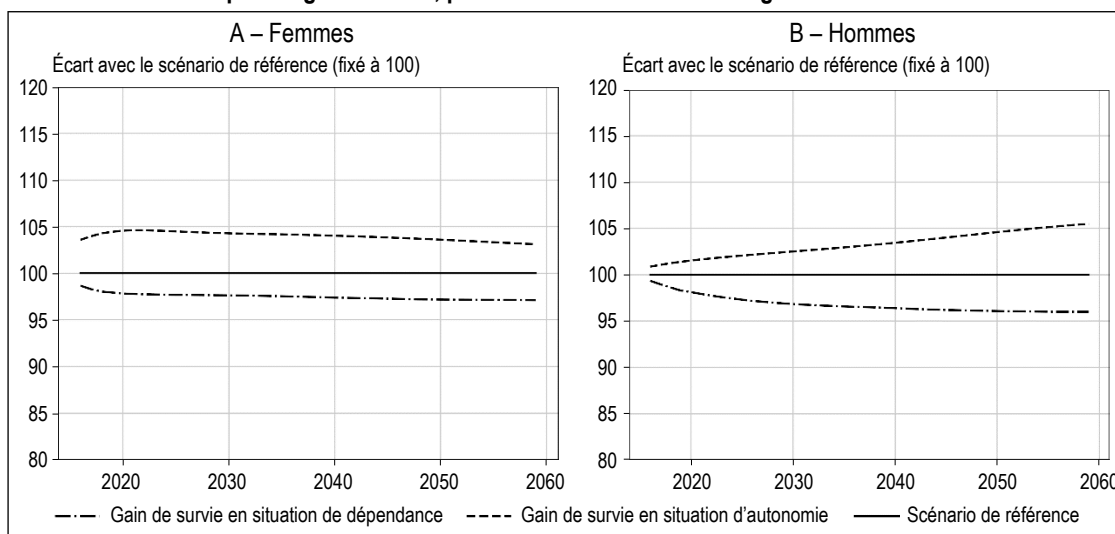
La figure V compare les évolutions du rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale avec les baisses de la probabilité de décès attribuées à l'autonomie ou à la dépendance (le scénario de référence est ici aussi fixé à 100), séparément pour les femmes et pour les hommes. Pour les hommes, le scénario dans lequel tous les gains sont attribués aux personnes autonomes conduit à prévoir un rapport supérieur de 5 % à la projection du scénario de référence (figure V-B). Dans la mesure où l'espérance de vie sans incapacité augmente plus rapidement que l'espérance de vie totale, le rapport augmente également. Logiquement, le scénario dans lequel la totalité de la baisse de la probabilité de décès est attribuée aux personnes dépendantes conduit à prévoir un rapport inférieur de 5 % à celui du scénario de référence. Pour les femmes (figure V-A), l'écart

par rapport au scénario de référence est plus faible, avec une différence de 2 % ou 3 % pour chaque scénario, et moins symétrique.

Pour finir, nous examinons le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale lorsqu'on fait varier la probabilité de rester autonome. Chez les femmes (figure VI-A), l'augmentation de 1,5 % de la probabilité de rester autonome fait augmenter le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale de 10 % en 2060 par rapport au scénario de référence. L'incidence est deux fois plus faible chez les hommes (figure VI-B), soit environ 5 % en 2060. Dans le scénario où l'augmentation de la probabilité de rester autonome est fixée à 3 %, le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale est supérieur de 23 % chez les femmes en 2060, et de 14 % chez les hommes.

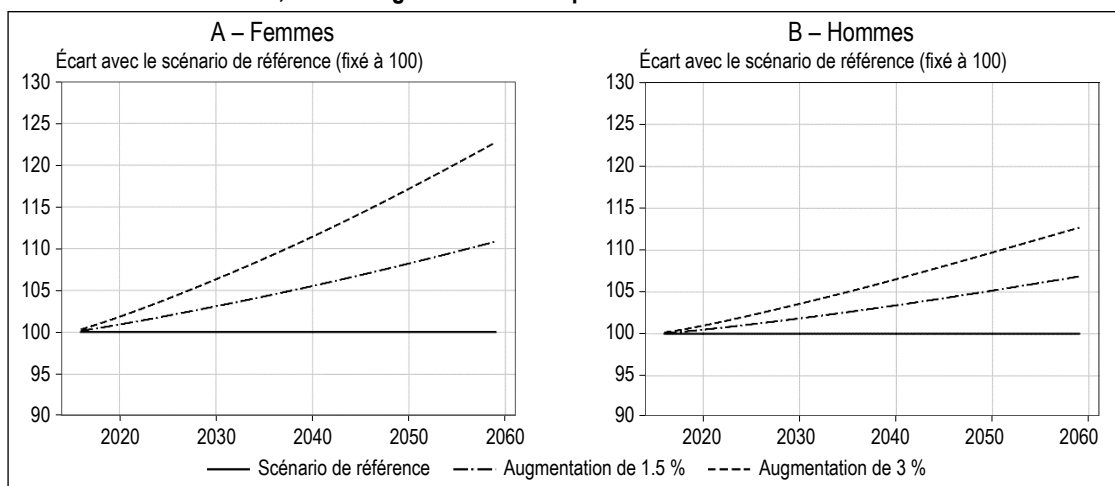
Nous présentons les mêmes comparaisons pour les scénarios démographiques en mesurant, pour les scénarios « Population jeune » et « Population âgée », le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie

Figure V – Rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale après l'âge de 65 ans, par scénario d'attribution des gains de survie



Note : en 2060, compte tenu du scénario « Gains de survie en situation d'autonomie », le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale devrait être supérieur de 5 % à celui du scénario de référence pour les hommes.

Figure VI – Rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale après l'âge de 65 ans, selon l'augmentation de la probabilité de rester autonome



Note : en 2060, compte tenu du scénario « Augmentation de 1.5 % », il est prévu que le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale soit supérieur de 10 % à celui du scénario de référence pour les femmes.

totale. Ces ratios sont comparés à ceux mesurés dans le scénario de référence (voir la figure S4-I, dans l'Annexe en ligne S4), pour illustrer à nouveau comment les hypothèses démographiques influencent ces projections. Le scénario « Population jeune » conduit à un rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale supérieur de 4 % chez les femmes et de 2.5 % chez les hommes, et le scénario « Population âgée » conduit à un rapport inférieur de 5 % chez les femmes et de 2.5 % chez les hommes. Nous en concluons que la modification de nos principales hypothèses démographiques selon différentes prévisions d'espérance de vie (population jeune, intermédiaire ou âgée) ne modifie pas radicalement les principaux résultats de notre scénario de référence.

* *
*

Le présent article vise à améliorer la compréhension des scénarios qui pourraient engendrer une baisse ou une hausse de la morbidité. Il étudie, par exemple, comment le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale est affecté par la baisse de la probabilité de décès ou l'évolution de la prévalence de la dépendance. À cette fin, nous élaborons une nouvelle approche méthodologique pour projeter l'augmentation des besoins de prise en charge de la dépendance des personnes âgées. Une hypothèse-clé est la façon dont les gains d'espérance de vie sont attribués aux différents états de dépendance. Nous estimons les taux de

transition entre différents états de dépendance, afin de rendre cette hypothèse-clé explicite. Le modèle permet d'isoler l'effet de chaque paramètre. Par conséquent, il pourrait être utilisé pour estimer l'incidence à long terme sur la population dépendante d'une avancée de la médecine, d'une pandémie ou d'une politique de prévention nationale, en émettant des hypothèses sur quelle probabilité de transition ces événements affecteraient⁷.

Dans notre exemple d'application, nous projetons l'évolution de la population âgée dépendante en France en 2060. Nous utilisons le panel européen SHARE pour estimer les probabilités de transition d'un état de dépendance à un autre, et l'enquête française CARE-M pour déterminer la prévalence initiale de chaque état de dépendance dans la population française de personnes âgées de 60 ans et plus vivant dans un logement ordinaire (i.e. hors établissements de santé ou d'hébergement pour personnes âgées).

Nous montrons que les hypothèses visant à attribuer les baisses de la probabilité de décès aux différents états de dépendance jouent sur la prévision de la dépendance : le nombre anticipé de personnes âgées dépendantes varie chaque année de +/-10 % par rapport au scénario de référence, et le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale varie de +/-5 %. Les hypothèses liées à l'évolution de la probabilité de rester autonome ont une incidence plus importante sur la projection, avec une diminution d'environ 20 % du nombre de personnes dépendantes lorsque la probabilité de rester autonome augmente de 1.5 % chaque année. Dans ce cas, le rapport entre l'espérance de vie sans incapacité et l'espérance de vie totale augmente de 5 %.

Notre exemple d'application a deux limites principales. Premièrement, le nombre de variables explicatives utilisées pour l'estimation est limité, car seuls l'âge et le sexe sont contrôlés. Deuxièmement, notre analyse se concentre sur les personnes qui vivent dans un logement

ordinaire, c'est-à-dire qu'elle exclut celles qui vivent dans les établissements d'hébergement pour personnes âgées (EHPAD ou logement-foyer), qui pourraient présenter un niveau de dépendance plus important. Cela pourrait conduire à une prévision sous-estimée de la part des personnes âgées dépendantes. Toutefois, cette sous-estimation pourrait être limitée, car la part des personnes âgées vivant dans un établissement de santé ou pour personnes âgées est de 4 % (Carrère & Roy, 2020). Par ailleurs, le temps passé dans un tel établissement est relativement court, la moitié des séjours durant moins de 18 mois et les trois quarts des séjours durant moins de quatre ans (Fizzala, 2017).

De façon plus générale, notre application souligne que l'élaboration d'un scénario plausible exige de travailler en détail sur l'évolution passée de paramètres spécifiques, afin de faire des hypothèses sur leur évolution. Des hypothèses spécifiques sur l'évolution des soins médicaux et sanitaires permettent également d'élaborer des scénarios concernant l'évolution de la dépendance. La force de la microsimulation n'est que marginalement exploitée dans le présent article, car nous utilisons un ensemble limité de covariables – il serait possible d'appliquer une macrosimulation ou des simulations cellulaires à la place. Toutefois, en tant que contribution méthodologique, elle montre le potentiel de cette approche. Des recherches complémentaires sont nécessaires pour élaborer de tels scénarios en se fondant sur des hypothèses plausibles. En outre, il convient de souligner que ces résultats ne permettent pas de déterminer si les besoins d'aide seront satisfaits ou non. La baisse de l'offre de professionnels aidants (aide-ménagère, auxiliaire de vie) pourrait limiter cet objectif. Des recherches complémentaires sur l'évolution de l'offre d'aide formelle et informelle pourraient aider à élaborer les politiques publiques. □

⁷. Le modèle de microsimulation est disponible sur demande.

Lien de l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7615288/02_ES538_BenJelloul-et-al_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Ahmadi-Abhari, S., Guzman-Castillo, M., Bandosz, P., Shipley, M. J., ..., & Brunner, E. (2017).** Temporal trend in dementia incidence since 2002 and projections for prevalence in England and Wales to 2040: modelling study. *BMJ*, 358, 1–15. <https://doi.org/10.1136/bmj.j2856>
- 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>
- Blanpain, N. & Buisson, G. (2019).** Projections de population 2013-2070 pour la France : méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1606. <https://hal.science/hal-02150595>
- Blanpain, N., & Chardon, O. (2010).** Projections de population 2007-2060 pour la France métropolitaine: méthode et principaux résultats. Insee, *Document de travail* N° F1008. <https://hal.science/hal-02150291/document>
- Bontout, O., Colin, C. & Kerjose, R. (2002).** Personnes âgées dépendantes et aidants potentiels: une projection à l'horizon 2040. DREES, *Études et Résultats* N° 160. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/etudes-et-resultats/personnes-agees-dependantes-et-aidants-potentiels-une-projection>
- Börsch-Supan, A. (2020).** SHARE All Waves Coverscreen, 2020. type: dataset. <https://doi.org/10.6103/SHARE.wXcvr.500>
- Cai, L. & Lubitz, J. (2007).** Was there compression of disability for older Americans from 1992 to 2003? *Demography*, 44(3), 479–495. <https://doi.org/10.1353/dem.2007.0022>
- Cambois, E. & Lièvre, A. (2007).** Les passages de l'autonomie à la dépendance. *Gérontologie et société*, 121(2), 85–102. <https://doi.org/10.3917/g.s.121.0085>
- Cambois, E. & Robine, J.-M. (2014).** Les espérances de vie sans incapacité : un outil de prospective en santé publique. *Informations sociales* N° 183, 106–114. <https://doi.org/10.3917/inso.183.0106>
- Cambois, E., Clavel, A., Romieu, I. & Robine, J.-M. (2008).** Trends in disability-free life expectancy at age 65 in France: consistent and diverging patterns according to the underlying disability measure. *European Journal of Ageing*, 5(4), 287–298. <https://doi.org/10.1007/s10433-008-0097-1>
- Carrère, A. & Roy, D. (2020).** Construire 1 000 EHPAD d'ici 2030 ou repenser la prise en charge des personnes âgées dépendantes ? *Blog ipp.eu*, décembre. <https://blog.ipp.eu/2020/12/02/construire-1-000-ehpad-dici-2030-ou-repenser-la-prise-en-charge-des-personnes-agees-dependantes/>
- Charpin, J.-M. & Tlili, C. (2011).** Perspectives démographiques et financières de la dépendance. DREES, *Technical Report*. https://medias.vie-publique.fr/data_storage_s3/rapport/pdf/114000333.pdf
- Colombo, F., Llana-Nozal, A., Mercier, J. & Tjadens, F. (2011).** Help wanted? *Ageing and long-term care*, 17(2-3). <http://www.edesdeproject.eu/images/download/Eurohealth-Vol17-No-2-3-Web.pdf#page=6>
- Comas-Herrera, A., Wittenberg, R., Costa-Font, J., Gori, C., Di Maio, A., Patxot, C., Pickard, L., Pozzi, A. & Rothgang, H. (2006).** Future Long-Term Care Expenditure in Germany, Spain, Italy and the United Kingdom. *Ageing and Society*, 26(2), 285–302. <https://doi.org/10.1017/S0144686X05004289>
- Crimmins, E., Hayward, M., Hagedorn, A., Saito, Y. & Brouard, N. (2009).** Change in Disability-Free Life Expectancy for Americans 70 Years Old and Older. *Demography*, 46(3), 627–646. <https://doi.org/10.1353/dem.0.0070>
- Duée, M. & Rebillard, C. (2006).** La dépendance des personnes âgées : une projection en 2040. Insee, *Données sociales : La société française*, 7, 613–619. http://www.eurohex.eu/bibliography/pdf/Duee_DonneesSociales_2006-2019377666/Duee_DonneesSociales_2006.pdf
- Favreault, M., Smith, K. & Johnson, R. (2015).** The Dynamic Simulation of Income Model (DYNASIM). Research Report. Washington DC: Urban Institute. <https://www.urban.org/sites/default/files/publication/67366/2000391-The-Dynamic-Simulation-of-Income-Model-DYNASIM-%20An-Overview.pdf>
- Fizzala, A. (2017).** Les durées de séjour en EHPAD. *Les dossiers de la DREES*, 15, 1–38. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/les-dossiers-de-la-drees/les-durees-de-sejour-en-ehpad-une-analyse-partir-de-lenquete>
- Fukawa, T. (2012).** Projection of Social Burden of the Elderly in Japan Using INAHSIM-II. *Epidemiology Research International*, 2012, 1–9. <https://doi.org/10.1155/2012/832325>

- Hancock, R., Comas-Herrera, A., Wittenberg, R. & Pickard, L. (2005).** Who Will Pay for Long-Term Care in the UK? Projections Linking Macro and Micro-Simulation Models. *Fiscal Studies*, 24(4), 387–426. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.2003.tb00089.x>
- Hennessy, D. A., Flanagan, W. M., Tanuseputro, P., Bennett, C., ..., & Manuel, D. G. (2015).** The Population Health Model (POHEM): An overview of rationale, methods and applications. *Population Health Metrics*, 13(24). <https://doi.org/10.1186/s12963-015-0057-x>
- Johnson, R., Toohey, D. & Wiene, J. (2007).** Meeting the Long-Term Care Needs of the Baby Boomers: How Changing Families Will Affect Paid Helpers and Institutions. *Discussion Paper 07-04*. Washington, DC: Urban Institute. <https://www.urban.org/sites/default/files/publication/43026/311451-Meeting-the-Long-Term-Care-Needs-of-the-Baby-Boomers.PDF>
- Katz, S., Downs, T. D., Cash, H. R. & Grotz, R. C. (1970).** Progress in Development of the Index of ADL. *The Gerontologist*, 10(1), 20–30. https://doi.org/10.1093/geront/10.1_Part_1.20
- Kingston, A., Comas-Herrera, A. & Jagger, C. (2018a).** Forecasting the care needs of the older population in England over the next 20 years: estimates from the Population Ageing and Care Simulation (PACSim) modelling study. *The Lancet Public Health*, 3(9), 447–455. [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(18\)30118-X](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(18)30118-X)
- Kingston, A., Robinson, L., Booth, H., Knapp, M. & Jagger, C. (2018b).** Projections of multi-morbidity in the older population in England to 2035: estimates from the Population Ageing and Care Simulation (PACSim) model. *Age and Ageing*, 47(3), 374–380. <https://doi.org/10.1093/ageing/afx201>
- Lawton, M. P. & Brody, E. M. (1969).** Assessment of older people: self-maintaining and instrumental activities of daily living. *The Gerontologist*, 9(3), 179–186. http://www.eurohex.eu/bibliography/pdf/Lawton_Gerontol_1969-1502121986/Lawton_Gerontol_1969.pdf
- Leaf, D. E., Tysinger, B., Goldman, D. P. & Lakdawalla, D. N. (2020).** Predicting quantity and quality of life with the Future Elderly Model. *Health Economics*, 30, 52–79. <https://doi.org/10.1002/hec.4169>
- Lecroart, A., Froment, O., Marbot, C. & Roy, D. (2013).** Projection des populations âgées dépendantes. *Dossiers Solidarité et Santé* N° 43, septembre. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/publications/dossiers-solidarite-et-sante-1998-2016/projection-des-populations-agees-dependantes>
- Légaré, J., Décarie, Y. & Bélanger, A. (2014).** Using Microsimulation to Reassess Aging Trends in Canada. *Canadian Journal on Ageing / La Revue canadienne du vieillissement*, 33(2), 208–219. <https://doi.org/10.1017/S071498081400004X>
- Marbot, C. & Roy, D. (2015).** Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie. *Insee, Économie et Statistique*, 481(1), 185–209. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10635>
- Norton, S., Matthews, F. E. & Brayne, C. (2013).** A commentary on studies presenting projections of the future prevalence of dementia. *BMC Public Health*, 13(1). <https://doi.org/10.1186/1471-2458-13-1>
- Pérès, K., Verret, C., Alioum, A. & Barberger-Gateau, P. (2005).** The disablement process: Factors associated with progression of disability and recovery in French elderly people. *Disability and Rehabilitation*, 27(5), 263–276. <https://doi.org/10.1080/09638280400006515>
- Rosow, I. & Breslau, N. (1966).** A Guttman Health Scale for the Aged. *Journal of Gerontology*, 21(4), 556–559. <https://doi.org/10.1093/geronj/21.4.556>
- Roussel, R. (2017).** Personnes âgées dépendantes: les dépenses de prise en charge pourraient doubler en part de PIB d'ici à 2060. *DREES, Études et Résultats* N° 1032, 1–6. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/er1032.pdf>
- Rutter, C. M., Zaslavsky, A. M. & Feuer E. J. (2011).** Dynamic Microsimulation Models for Health Outcomes: A Review. *Medical Decision Making*, 31(1), 10–18. <https://doi.org/10.1177/0272989X10369005>
- Schofield, D. J., Zeppel, M., Tan, O., Lymer, S., Cunich, M. & Shrestha, R. (2018).** A brief, global history of microsimulation models in health: past applications, lessons learned and future directions. *International Journal of Microsimulation*, 11(1), 97–142. http://www.healthlumen.com/wp-content/uploads/2019/08/IJM_11_1_3.pdf
- Spijker, J., Devolder, D. & Zueras, P. (2022).** The impact of demographic change in the balance between formal and informal old-age care in Spain. Results from a mixed microsimulation-agent-based model. *Ageing & Society*, 42(3), 588–613. <https://doi.org/10.1017/S0144686X20001026>
- Wittenberg, R., Hu, B., Jagger, C., Kingston, A., Knapp, M., Comas-Herrera, A., King, D., Rehill, A. & Banerjee, S. (2020).** Projections of care for older people with dementia in England: 2015 to 2040. *Age and Ageing*, 49(2), 264–269. <https://doi.org/10.1093/ageing/afz154>

ANNEXE

LITTÉRATURE ET DÉFINITION DES ÉTATS DE DÉPENDANCE

1 – Mesure du niveau de dépendance dans les études antérieures

Notre choix de l'échelle du niveau de dépendance s'appuie sur les publications épidémiologiques étudiant la mesure pertinente du processus de perte d'autonomie. Sachant qu'il n'existe pas de méthode de référence à ce sujet, ce choix varie d'une étude à l'autre.

Certaines études sur la prévision du niveau de dépendance prennent en compte les limitations fonctionnelles, mais retiennent un moins grand nombre d'états que nous. Certaines distinguent trois états de dépendance, à savoir « Sans limitation », « Avec limitations » et « Décès » (Cambois & Robine, 2014). D'autres en retiennent quatre, à savoir « Autonomie », « Limitations fonctionnelles », « Limitations dans les activités de la vie quotidienne » et « Décès » (Cambois & Lièvre, 2007 ; Crimmins *et al.*, 2009).

Plusieurs autres études considèrent comme nous cinq états possibles dans l'échelle de la dépendance, mais avec des définitions différentes, excluant les limitations fonctionnelles ou en considérant un spectre plus large. Par exemple, dans Spijker *et al.* (2022), la dépendance faible est définie comme « maladie ou limitation fonctionnelles moteur ou sensorielle sans qu'il y ait de limitations aux AVQ/AIVQ », la dépendance moyenne comme « une AVQ et/ou toute AIVQ » et la dépendance importante comme « au moins deux AVQ ». Cai & Lubitz (2007) ne s'appuient que sur les limitations dans les AVQ/AIVQ : une dépendance faible consiste à avoir une limitation dans au moins une AIVQ mais dans aucune AVQ, une dépendance modérée consiste à avoir une limitation dans une ou deux AVQ et une dépendance importante consiste à avoir une limitation dans au moins trois AVQ.

2 – Définition des états de dépendance

Tableau A2 – Définition de la dépendance

Échelle	Nom	En raison d'un problème de santé, avoir une difficulté dans au moins une des activités suivantes :
État 0	Autonomie	Aucune difficulté dans les activités mentionnées
État 1	Limitation de Rosow	Faire 500 mètres à pied
		Monter une volée de marches
État 2	Limitations dans les AIVQ	Soulever ou porter un poids de plus 5 kg
		Passer des appels téléphoniques
		Faire des courses
		Prendre des médicaments
		Gérer son argent
État 3	Limitations dans des AVQ	Pour les femmes uniquement : préparer un repas chaud
		Pour les femmes uniquement : faire des travaux ménagers ou du jardinage
		Prendre un bain ou une douche
		S'habiller, y compris mettre ses chaussettes et ses chaussures
		Aller aux toilettes, y compris s'asseoir ou se relever
État 4	Décès	Se mettre au lit ou en sortir
		Manger, couper sa nourriture