

OSVRTI I KOMENTARI

REGIMES DEMOGRAPHIQUES ET PRISE EN CHARGE DE L'INCAPACITE FONCTIONNELLE DES PERSONNES AGEES

Les projections démographiques fondées sur les progrès de l'espérance de vie et les taux de dépendance par âge (en général estimés constants ou légèrement décroissants, Tartarin et Bouget, 1994) font état, pour la France, d'un nombre important (de 500 000 à 1 000 000) et croissant de personnes âgées de 65 ans ou plus qui ont ou auront besoin d'une aide régulière pour accomplir les actes de la vie quotidienne.

Or, dans leur grande majorité, ces personnes ne relèvent pas d'une catégorie déjà prise en charge par l'assurance maladie; en effet, ce qu'on appelle "l'incapacité" des personnes âgées est un phénomène plus fonctionnel ou social (voir annexe) que strictement pathologique, même s'il peut trouver son origine dans une maladie invalidante (Colvez, Jouan-Flahaut et Robine, 1990). De même, l'enquête du Centre d'études des revenus et des coûts (CERC) de 1990 montre que les personnes âgées de 80 ans ou plus ont à la fois une santé précaire et des revenus moyens proches des seuils de pauvreté (David et Starzec, 1996).

Les pouvoirs publics souhaitent éviter que cette augmentation de l'effectif de personnes âgées dépendantes ne se traduise par un retour vers l'hospitalisation ou le traitement institutionnel de long séjour, souvent cher budgétairement et jugé peu efficace socialement. Pour ce faire, ils souhaitent inciter un traitement "familial" de la dépendance, ce qui suppose un financement public.

Celui-ci pourrait revêtir deux formes: une solvabilisation coûteuse budgétairement consisterait à permettre à tout individu de s'attacher les services d'une aide professionnelle, même si ses revenus propres ne le lui permettent pas. Le coût budgétaire d'une telle aide provient du fait que

certaines individus, qui seraient bénéficiaires de la subvention, feraient appel à des services familiaux peu onéreux, voire gratuits. La solution alternative consisterait à délivrer à tous les individus un chèque-service, insuffisant pour qu'un individu pauvre accède à des services professionnels, mais permettant cependant un dédommagement partiel des parents s'occupant d'un individu en incapacité fonctionnelle. Cette solution, moins onéreuse à court terme pour le budget de l'État, laisserait une partie de la population dans une situation précaire (les individus trop pauvres pour faire appel à des services professionnels, et dénués d'aide familiale), et entraînerait des coûts budgétaires indirects, soit d'hospitalisation de long séjour, soit de services institutionnalisés (par exemple, fournis par les collectivités locales). En outre, elle diminuerait nettement le "bien être" collectif, car elle serait incapable de résoudre complètement un problème social aigu (dans le système sanitaire français, par exemple, il faut attendre que l'incapacité dégénère en pathologie pour qu'un traitement institutionnel soit certain).

Le propos de cet article est d'appréhender l'ampleur de ce problème social aigu dans le futur, c'est-à-dire pour les générations des parents et des enfants du *bébé-boum*. On a cherché à isoler la part de la population à la fois sans ressource et sans soutien familial en cas d'incapacité dans les générations nées en 1925 et en 1950. Pour étalonner les résultats, on a aussi isolé cette part dans la génération 1900, actuellement confrontée au problème de la dépendance.

On s'intéressera donc, non seulement à différentes générations, mais aussi aux inégalités à l'intérieur de chaque génération, c'est-à-dire pour les différents milieux sociaux d'une même génération. Par milieu social, on entend ici: Cadres supérieurs et professeurs ("classe supérieure"), Professions intermédiaires et employés ("classe moyenne") et Ouvriers. Le modèle ne tient donc pas compte des non-salariés.

Méthode: la microsimulation individuelle probabiliste

Ce qui rend difficile l'estimation de cette population à risque social, c'est que les risques d'incapacité fonctionnelle, d'être sans soutien familial et, enfin, d'avoir des bas revenus ne sont pas indépendants. Ils sont tous liés à la catégorie sociale d'appartenance. La fécondité étant plus forte chez les ouvriers, on peut espérer que l'absence de soutien familial soit plus rare chez ceux qui sont le plus souvent confrontés à l'incapacité fonctionnelle et ont le moins de revenus. On ne peut cependant guère obtenir d'estimations plus précises, et seule la simulation peut apporter une pesée de l'ampleur du risque.

On mènera donc l'estimation par une simulation stochastique sur données individuelles. Schématiquement, une telle méthode consiste à générer, pour chaque individu-année, le degré de soutien familial (conjoint et descendants) auquel il peut faire appel (il s'agit d'une variable numérique, pas nécessairement inférieure à 1). Ce calcul individuel est fondé, en premier lieu, sur l'estimation du réseau "démographique" des descendants vivants d'un individu d'âge X en incapacité fonctionnelle. On peut ensuite réduire ce socle démographique en introduisant des mécanismes de sélection: certains descendants vivants ne sont pas sur place (mobilité géographique), ou ont rompu les liens, ou encore sont déjà en charge d'un autre ascendant (par alliance).¹ Dans l'état présent du travail, qui s'attache prioritairement aux aspects démographiques, on n'effectue pas de sélection par la mobilité géographique ou la rupture des liens, mais on recense les cas de sollicitations "concurrentes" (un des enfants a un conjoint dont un des parents est aussi en état d'incapacité fonctionnelle).

Si la composition du réseau de descendance (par composition, on entend ici l'effectif survivant, mais aussi la disponibilité éventuelle etc.) était totalement indépendante du risque d'incapacité, on pourrait se contenter de juxtaposer les résultats concernant l'établissement des réseaux de parenté et ceux

¹ Sur ce dernier point, l'enquête "Trois générations" de la CNAV-TS (Attias-Donfut, Renaud, Rosenckier) sera d'un précieux concours. Sur les deux précédents points, le présent travail permettra, comme produit dérivé, d'estimer certains biais éventuels de l'enquête, qui ne représente, rappelons-le que les individus appartenant à des lignées de trois générations ayant gardé des liens.

concernant la prévalence de la dépendance parmi les personnes âgées, sans bâtir une nouvelle microsimulation.

Cependant, l'existence d'un réseau de soutien et le risque de dépendance sont tous deux fortement différenciés selon la catégorie sociale.² Le risque d'incapacité d'un ancien ouvrier est nettement supérieur à celui d'un ancien cadre, à âge égal (Colvez, Saintot et Scali, 1993), mais les compositions du réseau de descendance de ces deux classes sociales sont aussi très différentes: on ne se marie pas au même âge, ni avec un conjoint du même âge selon qu'on est cadre ou ouvrier (Girard, 1964). En outre, parce que le soutien aux personnes âgées en situation d'incapacité fonctionnelle fait intervenir deux générations, les différences sociales peuvent se renforcer ou se compenser partiellement en fonction du degré d'homogamie et d' "hérédité" des différentes classes sociales.

Les modèles généraux suivis: une approche "optimiste" de l'incapacité, une construction stylisée de régimes démographiques

Il existe deux grandes classes de modèles de risque d'incapacité, qu'on peut qualifier respectivement de "pessimiste" et "d'optimiste".

Pour les premiers, toute année gagnée en espérance de vie est une année d'incapacité, ce qui entraîne un sur-risque d'incapacité pour les femmes, alors que pour les seconds, l'EVSI progresse à peu près au rythme de l'espérance de vie. Choisir un modèle pessimiste revient à augmenter les probabilités d'incapacité par âge d'une génération plus ancienne à une génération plus récente, alors que le modèle optimiste agira à rebours.

On a privilégié, dans le présent travail, l'approche "optimiste" de Colvez et Robine (1988), qui décrivent l'enchaînement suivant: la catégorie sociale est le principal déterminant (avec des éléments biologiques et comportementaux)

² En outre, certains auteurs, comme Bengtson (1995), pensent qu'il y a un lien direct, l'isolement augmentant le risque d'incapacité

de la probabilité par âge d'être victime d'une maladie invalidante, l'occurrence de celle-ci est à son tour le principal déterminant de la probabilité d'incapacité, qui explique enfin presque à elle seule la probabilité de décès dans les trois ans. Dans une telle approche, les retours hors de l'état d'incapacité sont négligés.

Pour le modèle de composition du soutien démographique, on dispose d'une formalisation plus établie. Nous nous proposons ici de nous inspirer du modèle Le Bras-Blum (Le Bras, 1982) de détermination d'un réseau de parenté pour une génération appartenant toute entière à un certain régime démographique (déterminé par une table de mortalité et une fécondité fixée par les probabilités *a priori* d'agrandissement).

On a restreint sérieusement ce modèle en ne s'intéressant qu'à une partie de la parentèle: *EGO, son conjoint, ses enfants, les conjoints de ses enfants et les parents de ces conjoints* (on n'a pas considéré les parents d'EGO, ainsi que les liens collatéraux auxquels s'intéressent Blum et Le Bras).

Le modèle est cependant étendu à des considérations plus sociologiques que démographiques. En effet, comme on s'intéresse à ces corrélations entre l'existence du réseau de parenté d'une part, et l'incapacité fonctionnelle de l'autre, corrélations qui passent vraisemblablement par le milieu social, on s'attache à décrire la formation du réseau de parenté dans les différents milieux sociaux. La probabilité de se mettre en couple à un âge X donné varie selon la génération, le sexe, et la classe sociale; de même, l'âge et la classe sociale du conjoint varient avec l'âge au mariage, la génération, et la classe sociale. L'effet de la génération sur la classe sociale du conjoint résulte de l'évolution de l'homogamie sociale en France à différentes époques du XXème siècle, elle-même reflet de la plus ou moins grande fermeture des milieux sociaux. L'âge auquel on a ses enfants et le nombre de ceux-ci varient d'une génération à l'autre, et d'une classe sociale à l'autre, ce dernier élément reflétant, au même titre que l'écart d'âge entre époux, l'état de différenciation (ou, au contraire, d'homogénéisation) des comportements démographiques des différentes classes sociales. Enfin, la classe sociale atteinte par les descendants (qui détermine le réseau "concurrent" de personnes potentiellement en incapacité) est évidemment fortement conditionnée par la classe sociale d'Ego; là encore, ce lien varie d'une génération à l'autre, reflétant un degré d'hérédité sociale dont l'évolution suit la plus ou moins grande fermeture des classes sociales en France au cours du

XXème siècle. Toutes ces corrélations et l'obtention des probabilités sont détaillées dans Grignon et Penneec (1998).

Dans une étape ultérieure, on pourra passer de ce substrat des descendants vivants à la mesure des descendants disponibles en incorporant des probabilités différentielles sur la mobilité géographique ou sur l'intensité des liens. Le manque de données croisant domicile des enfants et domicile des parents par la catégorie sociale des parents contraindra certainement à des conjectures en la matière.

Résultats

La proportion d'individus décédant en état d'incapacité fonctionnelle est de 11,4 % pour la génération des parents des *bébés-boumeurs* et de 16,1 % pour celle de leurs enfants si les risques par âge d'incapacité fonctionnelle restent ceux connus actuellement. Pour tenir compte des progrès prévisibles de l'espérance de vie sans incapacité, on a mené une simulation dans laquelle les risques d'incapacité fonctionnelle par âge diminuent de 10 % entre parents et enfants (en fait, tous les 20 ans), des générations 1900-1919 aux générations 1940-59. Les proportions de décès en incapacité fonctionnelle passent respectivement à 10,2 % et 13,0 %, soit une diminution relative égale à celle du risque.

La génération née en 1925 (parents des *bébés-boumeurs*) a mis au monde 2,5 enfants par femme (ayant atteint son cinquantième anniversaire), alors que celle née en 1950 (les *bébés-boumeurs*) n'en aura mis vraisemblablement que 2,2 au monde. Ceci explique que la génération 1925 dispose de 3,9 aidants potentiels par année d'incapacité, alors que la génération 1950 doit se contenter de 3,8. En effet, la génération 1925 mobilise 3,8 enfants par année d'incapacité contre 3,6 pour la génération 1950. Cette dernière bénéficie en revanche de l'augmentation générale de l'espérance de vie puisqu'elle passe 43,3 % de ses années d'incapacité auprès d'un conjoint valide ce qui n'était le cas que de 37,0 % pour la génération 1925.

On peut noter que la génération 1950 présente un résultat intermédiaire entre celui de la génération 1925 et celui de la génération 1900. Cette dernière,

bien qu'ayant une descendance finale égale aussi à 2,2 enfants par femme, ne dispose que de 3,3 enfants par année d'incapacité. Ceci tient principalement à la diminution de la mortalité infanto-juvénile entre 1900 et aujourd'hui. De plus, la génération 1900 ne disposait d'un conjoint valide que pour 30 % de ses années d'incapacité. En revanche, les générations 1925 et 1950 sont " désavantagées " par rapport à la génération 1900, car elles doivent partager leur soutien avec un nombre plus important de " concurrents " (0,15 contre 0,08).

Cette situation "intermédiaire" des *bébés-boumeurs* n'est vraie que si l'on raisonne en nombre moyen d'aidants par année d'incapacité; en termes de proportion d'années d'incapacité passées seul, la génération née en 1950 est beaucoup mieux placée que celle de ses ancêtres: parmi les individus nés en 1900 et en 1925, 14 % des années d'incapacité vont être vécues sans aucun soutien (ni conjoint ni enfant valide), ce qui n'est plus le cas que de 9 % pour les *bébés-boumeurs*. Ce gain tient d'une part à l'amélioration de l'espérance de vie en bonne santé des conjoints,³ mais aussi à une distribution plus " efficace " (en termes de réseau de parenté) des descendance finale. En effet, alors que 20 % des femmes atteignant leur 50ème anniversaire restaient sans descendance dans les générations nées avant 1930, cette proportion est tombée à 15 % parmi les *bébés-boumeurs*. De même, les années d'incapacité passées sans conjoint et avec un seul enfant (plus son conjoint éventuel) diminuent de la génération 1900 aux suivantes (19 % contre 10 %). Au total, la proportion d'années d'incapacité passées avec un enfant valide ou moins diminue, de 33 % pour les individus nés en 1900 à 23 % pour ceux nés en 1925 et 19 % pour ceux nés en 1950.

Le problème des années d'incapacité sans soutien est plus sensible pour les femmes, parce que leurs durées d'incapacité sont plus longues, et parce que leurs revenus sont en général plus faibles que ceux des hommes; beaucoup plus faibles en cas de réversion, un peu plus en cas de droits propres pour

³ Il convient de noter que le modèle considère que le risque d'incapacité fonctionnelle est indépendant du décès du conjoint, alors qu'on a de bonnes raisons de supposer que la solitude augmente le risque (Bengtson et Giarrusso, 1995). La prise en compte de cette dépendance augmenterait encore l'écart entre les trois générations en termes de proportions d'années d'incapacité vécues dans la solitude.

cause de salaires féminins plus bas et de carrières moins complètes.⁴ On retrouve bien l'avantage aux *bébés-boumeurs*: les femmes nées en 1950 ne devraient passer que 10 % de leurs années d'incapacité sans soutien, alors que c'est le cas de 17 % des années d'incapacité de leurs mères. Cependant, le coût social d'une éventuelle prise en charge sera plus important quand la génération 1950 sera concernée que pour la génération 1925: chaque femme née en 1950 pourraient passer en effet 0,35 année de sa vie en incapacité sans soutien familial, alors que celle née en 1925 n'en passerait que 0,31.

Si on "transversalise" ce résultat, c'est-à-dire si on se place dans un monde fictif ne comprenant que des personnes vivant le destin des femmes de la génération 1950, et sachant que leur espérance de vie est de 81 ans, il en résulte que 0,43 % de la population féminine vivante à une date donnée est à la fois en incapacité fonctionnelle et dépourvue de soutien familial. Sachant que l'effectif de naissances féminines est de 420 000, cela conduirait à un effectif de 180 000 femmes en incapacité sans soutien familial pour le monde des *bébés-boumeuses*.

Le même exercice réalisé en "transversalisant" la génération 1925 (espérance de vie à la naissance de 70 ans et 380 000 naissances féminines) donne un effectif de 120 000 femmes en incapacité sans soutien familial. Pour la génération 1900 (0,105 année en incapacité sans soutien, 50 ans d'espérance de vie et 410 000 naissances féminines), on trouve un effectif de 43 000 femmes en incapacité sans soutien familial. Ce chiffre semble en accord avec ce qu'on peut déduire des études de Bouget et Tartarin (1994) et de Genier, Blanchet et Chanut (1997). Selon la seconde étude, 19 % des femmes en incapacité seraient dépourvues de soutien familial en 1991; la première étude estimant à environ 330 000 (estimation basse) l'effectif de femmes en incapacité fonctionnelle, on trouve, pour l'année 1991, 67 000 femmes en incapacité sans soutien familial.

Le nombre d'années passées en incapacité sans soutien familial ne varie pas avec la catégorie sociale. Les ouvrières passent plus d'années en incapacité (3,8 années supplémentaires dans la génération 1950 et 2,1 années supplémentaires pour la génération 1925). En revanche, la proportion de ces

⁴ Les résultats sur le nombre d'années passées sans soutien familial sont nettement meilleurs pour les femmes que pour les hommes; en effet, dans l'état actuel de la modélisation, la descendance finale des hommes dépend complètement de la catégorie sociale d'origine de leur épouse. Comme les hommes tendent à se marier "vers le bas", ceci conduit à sous-estimer la proportion d'hommes sans descendance finale.

années d'incapacité passées sans soutien familial est plus faible chez les ouvrières que dans les autres catégories (9 % contre 10 % pour la génération 1950 et 14 % contre 17 % pour la génération 1925). Cette stabilité, d'une catégorie sociale à l'autre, du nombre d'années en incapacité sans soutien est un résultat très utile de la simulation. Elle permet en effet d'affirmer que, dans chaque décile de revenu, la proportion de femmes en incapacité sans soutien est la même. Donc, en admettant que 50 % des femmes ont des revenus trop faibles pour payer un service à domicile, la collectivité devra financer chaque année la moitié du stock calculé ci-dessus, soit 60 000 femmes dans le monde des mères des *bébés-boumeuses*, et 80 000 femmes dans le monde des *bébés-boumeuses*.

En outre, la simulation permet aussi de calculer la distribution des durées d'incapacité sans soutien. Cette information est plus riche que la simple moyenne car ce ne sont pas les mêmes services qui seront consommés par des individus dont l'incapacité précède de peu l'incapacité et pour les individus installés durablement dans une incapacité à faible risque de mortalité. Parmi les ouvrières, qui sont les plus concernées par le soutien public, ce soutien de la collectivité sera de brève durée (moins de 3 ans) dans 30 % des cas. Il faudra aussi prévoir des soutiens au ong cours (plus de 10 ans) pour 30 % des cas.

Michel Grignon et Sophie Pennec

Bibliographie

- ATTIAS-DONFUT, C. (1995). Transferts publics et transferts privés entre générations, in *Les solidarités entre générations*, sous la direction de C. Attias-Donfut, Nathan, pp. 5-23.
- BENGTSON, V. L. et R. GIARRUSSO (1995). "Effets à long terme du lien filial" In *Les solidarités entre générations*, sous la direction de C. Attias-Donfut, Nathan, pp. 83-95.
- COLVEZ, A., D. BUCQUET, S. CURTIS et R. PAMPALON (1990). *Approche épidémiologique des besoins en services pour les personnes âgées dépendantes*, Montpellier, INSERM.

- COLVEZ, A. et J.M. ROBINE. (1983). "L'espérance de vie sans incapacité à 65 ans: outil d'évaluation en santé publique". In *Les âges de la vie*, INED, Travaux et Documents, n°102, pp. 103-108.
- COLVEZ, A. et J.M. ROBINE (1988). "Facteurs prédictifs de la mortalité dans les trois ans chez les personnes âgées", *Gérontologie et Société*, n°44.
- COLVEZ, A., M. SAINTOT et J. SCALI. (1993). "Étude des inégalités sociales en matière d'incapacité dans la population française - rapport MIRE-INSEE." Analyses secondaires des données de l'enquête *Études des conditions de vie 1986-87*.
- COLVEZ, A., C. JOUAN-FLAHAUT et J.M. ROBINE (1990). "État de santé des personnes âgées: les risques différentiels". In *Populations âgées et révolution grise*, Chaire Quetelet 1986, Louvain-la-Neuve, pp. 859-865.
- DAVID, M. G. et C. STARZEC (1996). "Aisance à 60 ans, dépendance et isolement à 80 ans", *INSEE Première*, n°447, avril.
- GENIER, P., D. BLANCHET et J.M. CHANUT (1997). *L'analyse du risque de dépendances des personnes âgées par la microsimulation: un survey et quelques résultats provisoires* (miméo), INSEE.
- GIRARD, A. (1964). *Le choix du conjoint, une enquête psychosociologique en France*, INED, Travaux et Documents, 44.
- GRIGNON, M. et S. PENNEC (1998). "De qui dépendent les personnes âgées dépendantes?". In *Morbidité, mortalité: problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective. Colloque international de Sinaïe (2-6 septembre 1996), N° 8 AIDELF-PUF*, pp. 654-666.
- LE BRAS, H. (1982). "Évolution des liens de famille au cours de l'existence." In *Les âges de la vie, tome 1*, INED, Travaux et Documents, 96, pp. 27-45.
- RENAUT, S. et A. ROSENCKIER (1995). "Les familles à l'épreuve de la dépendance". In *Les solidarités entre générations*, sous la direction de C. Attias-Donfut, Nathan, pp. 181-208.
- TARTARIN, R. et D. BOUGET (1994). "Une allocation dépendance, simulations et projections". *Retraite et Société*, n° spécial, 13-215, CNAV-TS.

ANNEXE

Quelques définitions de la dépendance

Toutes les études utilisées ici abordent la dépendance sous un angle fonctionnel et non pathologique: est dépendant celui qui ne peut réaliser telle ou telle activité quotidienne sans une aide, quelle que soit la raison de cette incapacité (c'est-à-dire, même si on ne peut relier cette incapacité à un facteur médical clairement identifié).

Bouget et Tartarin établissent un score à partir du nombre d'activités que la personne ne peut réaliser, et découpent la population en quatre classes de scores; ils se heurtent cependant à un problème classique d'ordre partiel. Le problème réside dans la pondération implicite conférée aux différentes activités, qui peut conduire à affecter à un individu un degré de dépendance ne correspondant pas à celui qu'on lui affecterait spontanément. Ainsi, par exemple, certains qui ne peuvent manger seul sont classés en dépendance très forte mais non extrême, alors que certains de ceux qui peuvent manger seul mais ne peuvent faire leur toilette seul sont classés en dépendance extrême.

Colvez *et alii* (1990) ne rencontrent pas ce problème: en se fondant sur les normes de l'OMS. Ils distinguent d'abord des "désavantages", mesurés sur un petit nombre d'items, qu'ils regroupent ensuite en quatre groupes de désavantages (I: être confiné au lit ou au fauteuil, II: n'être pas dans I, mais avoir besoin d'une aide pour aller aux toilettes ou s'habiller, III: n'être ni en I ni en II, mais avoir besoin d'aide pour sortir du domicile, IV: n'être dans aucun des groupes ci-dessus). Ils mesurent alors le besoin de chaque groupe de désavantages, et on constate que ces groupes s'ordonnent bien selon les cumuls d'incapacités fonctionnelles (y compris celles qui n'ont pas servi à l'élaboration des quatre groupes).

Enfin, précisons que l'incapacité est toujours mesurée en performance et non en aptitude, ce qui entraîne un risque de sous-estimation: un mari qui ne fait jamais la cuisine répond " sans objet " à la question de performance sur ce domaine, de même pour une personne âgée dépendante depuis longtemps, qui se tient pour déchargée de telle ou telle tâche.