

MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective.

Colloque international de Sinaia (2 – 6 septembre 1996)



ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE

AIDELF

AIDELF. 1998. MORBIDITÉ, MORTALITÉ : problèmes de mesure, facteurs d'évolution, essai de prospective - Actes du colloque de Sinaia, septembre 1996, Association internationale des démographes de langue française, ISBN : 2-9509356-2-1, 737 pages.

De qui dépendent les personnes âgées dépendantes ?

Une simulation de l'effet des régimes démographiques des différentes classes sociales sur le soutien intergénérationnel aux personnes âgées.

Michel GRIGNON (1, 2), Sophie PENNEC (2)

(1) Caisse Nationale d'Allocations Familiales, Paris, France

(2) Institut National d'Études Démographiques, Paris, France

Les projections démographiques fondées sur les progrès de l'espérance de vie (EV) et les taux de dépendance par âge (en général estimés constants ou légèrement décroissants, Tartarin et Bouget, 1994) font état d'un nombre important (de 500 000 à 1 000 000) et croissant de personnes âgées de 65 ans ou plus qui ont besoin d'une aide régulière pour accomplir les actes de la vie quotidienne. Or, dans leur grande majorité, ces personnes âgées 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 n°1) 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 faibles (David et Starzec, 1996).

Devant ce « nouveau » risque, une des réponses envisagées est de type « assurance sociale », c'est-à-dire obéissant à des principes d'assurance mutuelle : les dépenses sont fonction des besoins et non d'une enveloppe préétablie (guichet ouvert), les montants des primes ne sont pas reliés au(x) risque(s) individuel(s) mais opèrent une redistribution implicite ou assumée. Cela ne signifie pas cependant qu'une aide aux personnes âgées « en incapacité fonctionnelle »¹ transiterait nécessairement par la Sécurité Sociale et serait financée sur des cotisations.

Si on admet que la collectivité souhaite prendre en charge les situations d'incapacité par l'assurance sociale, on peut envisager plusieurs pistes pour son administration : la fourniture de services gratuits ou à prix modulés selon les revenus du bénéficiaire, la subvention des divers modes de soutien des personnes en incapacité (foyer, hôpital, professionnels, familles), là encore en tenant compte ou non des capacités financières des bénéficiaires, enfin, l'allocation directe à la personne âgée en incapacité, libre à elle d'en faire ce qu'elle veut.

Le gouvernement français actuel penche pour une prestation dite « autonomie »² (nom qui en résume la philosophie), à savoir une allocation directe à la personne âgée, fonction de son degré d'incapacité et de ses revenus propres. Ce choix repose sur l'idée que c'est le bénéficiaire lui-même qui est le mieux placé pour savoir comment utiliser son argent afin d'être pris en charge de la façon qu'il juge la meilleure; s'il fait appel à ses descendants, ceux-ci pourront utiliser la prestation pour compenser un arrêt d'activité partiel, ou, comme une prestation familiale, pour compenser les dépenses matérielles liées à

¹ Nous préférons cette périphrase un peu longue, qui évite le qualificatif brutal « d'incapable », au terme dépendant, car l'objet de notre travail est justement de passer de la situation d'incapacité, qui ne concerne que le sujet lui-même, à celle de dépendance qui met aussi en jeu son entourage.

² Il penche en fait de plus en plus vers une absence de prestation, mais s'il devait se résoudre à aider les personnes en incapacité fonctionnelle, il le ferait sans doute à travers une prestation autonomie.

l'entretien-soutien d'une personne âgée. Si la personne dépendante fait appel à des professionnels, la prestation prendra en charge partiellement ce coût marchand. L'argument fort en faveur d'une prestation « autonomie » est donc son efficacité, au sens économique, puisqu'on ne perturbe pas le système de prix des services offerts, et qu'on se contente de solvabiliser la demande.

Le problème soulevé par une telle allocation est que, en privilégiant l'efficacité, elle risque de n'être pas très juste socialement, de ne pas coller au besoin individuel des personnes âgées dépendantes. En effet, si on admet qu'il existe une préférence quasi-universelle (ne serait-ce que pour des raisons de coût) de la part des personnes en incapacité fonctionnelle pour être prises en charge par des membres de leur descendance, puis, en pis-aller par des professionnels venant à leur domicile, une allocation « autonomie » ne tenant compte que de l'état clinique de la personne âgée et non des soutiens qu'elle peut trouver ne redressera pas le désavantage dont souffrent ceux qui sont dépourvus de soutiens proches.

Le propos de cette étude est d'appréhender cette inégalité de fait entre personnes âgées en incapacité en mesurant la probabilité moyenne sur la durée de vie de disposer de soutien dans sa descendance (ce qu'on pourrait appeler un taux individuel de soutien)³. On s'intéressera tout d'abord à l'inégalité d'une génération à l'autre, en comparant une cohorte née en 1900, une autre née en 1950, enfin une née en 2000. L'idée est de soumettre ces cohortes à différents régimes démographiques et d'en déduire l'impact de la fécondité, de la mortalité, de l'espérance de vie sans incapacité (EVSI) et de la nuptialité sur les taux moyens de soutien.

On s'intéressera 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 (« classe supérieure »), Professions intermédiaires (« classe moyenne ») et Ouvriers-Employés (« classe inférieure »). Le modèle ne tient donc pas compte des non salariés. Enfin, on rendra compte de l'évolution de ces inégalités sociales d'une génération à l'autre.

Méthode : La microsimulation individuelle probabiliste.

Nous mènerons ces estimations par une méthode de simulation stochastique sur données individuelles. Schématiquement, une telle méthode consiste à générer, pour chaque individu-année, le degré de soutien descendant 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

³ On se place donc dans la perspective de Colvez et alii (1990), qui analysent la dépendance en termes de besoins des personnes, un besoin étant défini par la conjonction de trois facteurs : une incapacité fonctionnelle de cause physique, mentale, ou psychologique (sur une des activités dites « Activity Daily Living », soit ADL dans la suite, ou « Instrumental Activity Daily Living », IADL), un soutien (type et provenance du soutien), un type d'habitat (localisation, organisation). La prestation « autonomie » s'en tient strictement à l'incapacité et néglige la notion de besoin; elle est donc moins juste qu'une « aide aux aidants ». Les activités ADL recensent six activités de base établies à l'origine pour mesurer le degré d'autonomie des personnes en institution, les activités IADL recensent ce qui est nécessaire pour rester dans son domicile pour un individu appartenant à un pays développé de la fin du XXe siècle.

Pour être complet sur l'analyse des inégalités engendrées par une prestation autonomie versée directement aux personnes âgées, il faudrait, toujours d'après Colvez et Robine, tenir compte de l'habitat, car les normes sanitaires ou les localisations altèrent le besoin à niveau de dépendance donné.

en charge d'un autre ascendant (par alliance)⁴. 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 indépendant du risque d'incapacité, on pourrait se contenter de juxtaposer les résultats concernant l'établissement des réseaux de parenté et ceux concernant la prévalence de la dépendance parmi les personnes âgées, sans bâtir une nouvelle microsimulation.

Cependant, l'établissement d'un réseau de soutien et le risque de dépendance ne sont pas indépendants, tout simplement parce qu'ils sont tous deux fortement différenciés selon la catégorie sociale⁵ : 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.

Si les catégories sociales les plus fécondes sont aussi les plus fréquemment dépendantes, le risque sera correctement réparti, et les probabilités d'être soutenu ne seront pas trop inégales; cependant, ce premier bilan pourra être tempéré si l'homogamie sociale accroît par trop la concurrence liée aux familles par alliance.

Pour tenir compte de ces distributions croisées de probabilité, on conçoit qu'une simulation soit préférable à une solution analytique. En outre, une simulation stochastique individuelle sera plus souple qu'une simulation matricielle et permettra de présenter plusieurs jeux d'hypothèses prospectives.

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 (EV). 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.

Nous avons 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) de la probabilité par âge d'être victime d'une maladie invalidante, l'occurrence de celle-ci est à son tour le principal

⁴ 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.

⁵ En outre, certains auteurs, comme Bengtson (1995), pensent qu'il y a un lien direct, l'isolement accroissant le risque d'incapacité.

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. On se propose ici de s'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 d'agrandissement a priori).

On va restreindre 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 laisse donc tomber les parents d'EGO, ainsi que les liens collatéraux auxquels s'intéressent Blum et Le Bras).

On va aussi étendre ce modèle à des considérations plus sociologiques que démographiques. En effet, comme on s'intéresse aux corrélations entre l'établissement 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 XX^e 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 XX^e siècle. Toutes ces conditionnantes et l'obtention des probabilités sont détaillées dans l'annexe n°2.

On mènera des essais prospectifs en déformant les régimes démographiques, les risques de dépendance, en faisant varier les différences d'un milieu social à l'autre, enfin en modifiant le degré de fermeture des milieux sociaux.

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.

On pourra aussi s'interroger sur les effets de certaines formes de mobilité sociale : on pourrait envisager que, dans une perspective plus sociologique, l'intensité des liens intergénérationnels diminue quand l'ascension sociale est trop forte. On pourra s'intéresser aussi au décalage entre revenus courants de la personne dépendante, revenus courants de sa descendance, et transmissions descendantes de patrimoine : si la collectivité prend en charge les personnes âgées dépendantes sous condition de ressources de la seule personne âgée dépendante, il y a intérêt à conserver le patrimoine intact et à le léguer à sa mort (d'autant plus qu'en situation de concurrence, l'héritage espéré peut être une incitation en direction des descendants pour qu'ils apportent leur soutien). Si la collectivité se rembourse ensuite sur l'héritage, mais ne s'intéresse toujours pas aux revenus ou à la richesse des

aidants, la donation anticipée devient plus intéressante (au risque évidemment d'un effet de type « Père Goriot » dans lequel les héritiers laissent mourir le donateur dans la misère). Sur ces points, on pourra s'inspirer des enquêtes menées auprès de lignées à trois générations vivantes (Attias-Donfut, 1995, Bonvalet et alii, 1993, Pyke et Bengtson, 1996).

Premiers résultats et impact des variantes :

On se propose maintenant de présenter quelques variantes de notre modèle, afin de balayer quelques futurs possibles de la prise en charge des personnes dépendantes, mais aussi de pondérer l'impact des différents facteurs de variation de cette prise en charge. Les facteurs ici considérés sont les suivants : en premier lieu, on envisage des futurs différents de la prévalence de l'incapacité fonctionnelle, en réduisant uniformément les probabilités de 10% par groupe de 20 générations. Pour l'étude de la pseudo-cohorte 1900, le chemin est déjà tracé, mais ces variantes concerneront les cohortes 1950 et 2000.

On prend aussi en compte des modifications démographiques, en jouant sur la descendance finale, qui influence évidemment le nombre de descendants disponibles. Les hypothèses ne portent là que sur la cohorte 2000, le destin démographique de la cohorte 1950 étant désormais à peu près connu.

Le fait de se mettre en couple, et l'âge auquel on le fait peuvent avoir une incidence sur le nombre de concurrents; il s'agit bien évidemment de l'âge auquel les enfants d'EGO se mettent en couple, et les variantes concerneront donc les cohortes 1950 et 2000.

Les autres variantes portent sur les différences entre catégories sociales, qu'on simule croissantes, stables ou décroissantes. La cohorte 1950 sera concernée par le degré d'homogamie sociale de ses enfants (car cela affectera le réseau de concurrents). La cohorte 2000 sera elle affectée par son propre degré d'homogamie (qui détermine la survie hors incapacité du conjoint) et celui de ses enfants, par son propre degré d'hérédité sociale (qui détermine le réseau de concurrents via l'homogamie), enfin, par la différenciation sociale pesant sur la fécondité.

On a mené les jeux de scénarios suivants :

- Cohorte 1900 : probabilités actuelles (sans incidence);
- Cohorte 1950 : probabilités actuelles poursuivies (hypothèses n°3 sur l'âge au mariage, l'homogamie sociale et la probabilité de passer en incapacité fonctionnelle, hypothèse n°1 sur la descendance finale, cf. encadré n°2 pour la signification des hypothèses);
- Cohorte 2000 :
 - Scénario 1 : baisse de l'âge au mariage ceteris paribus,
 - Scénario 2 : augmentation de l'âge au mariage,
 - Scénario 3 : augmentation de la descendance finale prévue (à 2,5),
 - Scénario 4 : diminution de la descendance finale prévue (à 1,6),
 - Scénario 5 : diminutions simultanées de l'homogamie sociale et de l'hérédité sociale,
 - Scénario 6 : augmentations simultanées de l'homogamie sociale et de l'hérédité sociale,
 - Scénario 7 : diminution de la probabilité de passer en incapacité fonctionnelle (de 10% d'un groupe de générations au suivant).

Tendances lourdes :

En raison de l'augmentation de l'espérance de vie aux âges élevés, la probabilité d'avoir connu une situation d'incapacité dans sa vie ⁶ augmentera. Dans notre simulation, et pour un degré de dépendance correspondant aux scores CNAV-TS supérieurs ou égaux à 21 (voir encadré n°2, point (ix)), cette probabilité passe de 6% pour la cohorte 1900 (repondérée) à 16% pour la cohorte 1950, et 23,1%, plus ou moins 0,43 point pour la cohorte 2000 ⁷. Cependant, il suffit d'imaginer une baisse de 10% à chaque génération des probabilités de passer en incapacité pour que la génération 2000 connaisse une proportion de décès en incapacité de l'ordre de celle de la génération 1950 (scénario 7 : 16%).

De même, la durée moyenne passée en incapacité (pour ceux qui connaissent l'incapacité) passe de 8 ans et 4 mois à 10 ans et 1 mois de la génération 1900 à la génération 1950, puis 10 ans et 4 mois (à plus ou moins 8 mois). Avec une baisse de 10% des probabilités d'incapacité, la durée en incapacité de la génération 2000 reviendrait en dessous du niveau de la génération 1950, à 9 ans et 8 mois.

Le nombre d'aidants potentiels par année d'incapacité ⁸ évolue de 3,6 pour la génération 1900 à 3,9 pour la génération 1950. Cette dernière contient moins de familles à descendance finale nulle (12% contre 20%, voir annexe), ce qui explique un meilleur taux d'enfants aidants : chaque personne en incapacité dispose de 3,6 membres de la génération G2 susceptibles de l'aider pendant ses années d'incapacité, contre 3,3 pour les membres de la cohorte 1900, malgré un nombre plus important d'années d'incapacité. De même, la cohorte 1950 peut plus souvent compter sur son conjoint que la cohorte 1900 : 44% des années d'incapacité de la cohorte 1950 sont vécues auprès d'un conjoint valide, contre seulement 32% pour la cohorte 1900. Seul le nombre de concurrents potentiels désavantage la cohorte la plus récente : 0,16 contre 0,07.

Un scénario moyen pour la génération 2000 (scénario 8, où tout, sauf la mortalité, est stable par rapport aux générations 1900 et 1950) indique un taux d'aidants de 3,6, nettement plus faible que pour les deux cohortes précédentes. Le nombre de membres de la génération G2 baisse fortement à 3,3, le nombre de conjoints progresse, parce que la mortalité est plus faible aux âges élevés (52% des années d'incapacité sont passées auprès d'un conjoint valide), le nombre de concurrents aussi (à 0,24).

Les autres résultats concernant la génération 2000 sont consignés dans les paragraphes suivants, recensant les effets de différents facteurs.

Effet de l'âge au mariage (scénarios 1 et 2) : L'âge au mariage peut jouer d'une part en modifiant la fécondité (16% de familles sans enfant dans le cas du mariage tardif et 15% dans le cas du mariage précoce), d'autre part en générant plus ou moins de concurrents, par

⁶ Assimilée, dans le présent modèle, à la proportion de décès en incapacité car nous avons pour l'instant négligé, essentiellement faute de données disponibles, l'aspect réversible de l'incapacité.

⁷ L'exercice consistant à faire tourner différents scénarios conservant les mêmes probabilités d'incapacité (les n°s 1 à 6, plus le n°8) pour la génération 2000 permet d'approcher l'amplitude des aléas liés à la procédure de Monte Carlo : en laissant inchangé ce qui concerne l'incapacité et la mortalité, on obtient une proportion de personnes connaissant l'incapacité avant de mourir qui varie de 22,7% à 23,4%. Les résultats annoncés ci-dessous sont donc à considérer à l'intérieur d'une fourchette de plus ou moins 2%.

⁸ Calculé comme suit : pour chaque année d'incapacité, on compte un aidant si le conjoint est vivant et hors incapacité, et on moyenne ce compteur sur l'ensemble des EGOs. Rapporté ensuite au nombre moyen d'années en incapacité, on obtient le pourcentage d'années d'incapacité passées auprès d'un conjoint valide. On procède de même pour le nombre d'enfants aidants (en fait, il s'agit des enfants et de leurs conjoints, soit des G2) et le nombre de concurrents. Le nombre d'aidants moyen par année d'incapacité est alors : Proportion moyenne d'années auprès du conjoint valide + Nombre moyen de G2 par année d'incapacité - Nombre moyen de concurrents par année d'incapacité.

l'intermédiaire du mariage des enfants. Au total, son incidence est faible (0,03 aidants pour 4 ans de différence sur les âges moyens).

Effet de la fécondité (scénarios 3 et 4) : La fécondité joue évidemment en modifiant le nombre d'aidants potentiels de la génération suivante. Son impact est supérieur à celui de l'âge au mariage, puisqu'elle augmente le nombre d'aidants potentiels de 1,4 pour une descendance finale passant de 1,6 à 2,5. Le taux de G2 aidants potentiels est le principal facteur de l'augmentation totale du nombre total d'aidants : il augmente de 1,5 (un enfant supplémentaire pouvant entraîner la présence de deux G2 supplémentaires, pour peu qu'il se mette en couple), ce que ne compense pas une augmentation de 0,1 du nombre de concurrents potentiels.

Effet de l'hérédité et de l'homogamie sociale (scénarios 5 et 6) : Comme on pouvait s'y attendre, ces facteurs ont un effet négligeable au niveau agrégé. On ne peut en attendre que des effets différentiels par classe sociale.

Différences selon le sexe et le milieu social : Les femmes, qui atteignent des âges élevés en plus grand nombre et qui sont affectées d'un risque plus précoce, sont plus nombreuses à connaître l'incapacité fonctionnelle avant de mourir : 8% contre 4% dans la génération 1900, 20% contre 12% dans la génération 1950 et 27,1% (26,4% à 27,7%) contre 19,1% (18,2% à 19,6%). Avec l'augmentation générale de l'espérance de vie avant 60 ans, l'écart relatif entre hommes et femmes se réduit légèrement.

Les femmes en incapacité vivent 1 an et 4 mois de plus dans cet état que les hommes pour la cohorte 1900; cet écart se creuse pour les cohortes 1950 (à 2 ans et 2 mois), et 2000 (l'écart entre les moyennes se situe à 2 ans et 5 mois). Il convient toutefois de noter que cet indicateur n'est pas très stable, car il est très sensible à des valeurs extrêmes en petit nombre.

Les hommes en incapacité sont nettement plus souvent aidés par leur conjoint : dans les trois cohortes (scénario 8 pour la cohorte 2000), le rapport est voisin de 2. Il en résulte une proportion d'aidants supérieure pour les hommes, même si les femmes sont un peu plus souvent aidées par les générations G2 (nous générons systématiquement un peu plus d'enfants chez nos EGOs femmes que chez nos EGOs hommes⁹).

La classe inférieure est significativement plus touchée par l'incapacité, principalement pour les cohortes 1950 et 2000 : 8% dans la classe 3 contre respectivement 6% et 4% aux classes 2 et 1 pour la cohorte 1900, 22% contre 14% et 13% pour la cohorte 1950, et 32,5%, 21,1% et 15,6% pour la cohorte 2000, en calculant le résultat moyen des 7 scénarios à incapacité constante.

Simultanément, la classe inférieure est plus aidée que les autres : dans la cohorte 1900, elle a un niveau d'aidants potentiels de 4, la classe intermédiaire suivant à 3,5, puis la classe supérieure venant derrière à 2,7. Pour la cohorte 1950, la classe inférieure présente 4,2 aidants potentiels, contre les deux autres à 3,6 et 3,5 (la classe intermédiaire a stagné, la supérieure l'a rattrapée). Pour la cohorte 2000, le scénario 8 indique une stabilité des écarts inter catégories sociales : 4 pour la classe inférieure, 3,3 pour l'intermédiaire, et 3,2 pour la supérieure. Pour les trois cohortes, l'avantage de la classe inférieure en termes d'aidants potentiels s'explique par le fait qu'une fécondité supérieure l'emporte sur la présence

⁹ Il y a là un problème lié au fait que la probabilité d'agrandissement employée ne dépend que des caractéristiques (âge et PCS notamment) de la femme. Or, comme l'écart d'âge entre conjoints n'est pas égal à la différence moyenne de l'âge au mariage entre les sexes, les épouses de nos EGOs hommes sont un peu plus âgées au mariage (25 ans) que nos EGOs femmes (24 ans), et il en résulte un léger déficit de naissances; le seul scénario dans lequel les hommes ont presque autant d'aidants de G2 que les femmes est le scénario de mariage précoce. En outre, les EGOs masculins épousent aussi, dans notre modèle, des femmes de classes sociales plus élevées (donc à fécondité plus basse) parce que nous appliquons nos propensions à des marges non différenciées selon le sexe.

possible de concurrents. Une variation de l'âge moyen au mariage ne change rien aux différences entre catégories sociales.

Une augmentation de la fécondité a priori se contente de translater les nombre d'aidants potentiels vers le haut, sans altérer véritablement les positions relatives (seule la catégorie intermédiaire bénéficie un peu plus que les autres de l'augmentation de la fécondité). Inversement, une baisse de la fécondité a priori annule l'écart entre classes : la supérieure trouve 2,9 aidants potentiels, l'intermédiaire et l'inférieure 3,1. Cela est dû au fait que la baisse des probabilités d'agrandissement a priori porte essentiellement, dans notre simulation, sur la classe inférieure.

L'écart entre la situation « ouverte » (scénario 5 relatif à l'homogamie et à l'hérédité sociales) et la situation « fermée » (scénario 6) passe principalement par le nombre de concurrents. Si les classes sociales sont plus étanches, la classe supérieure voit son nombre de concurrents augmenter de 0,27 par année d'incapacité; la classe intermédiaire perd aussi légèrement à cette fermeture, en ayant 0,06 concurrents supplémentaires par année d'incapacité. La classe inférieure perd 0,15 aidants G2 en cas d'ouverture des classes sociales, principalement parce que les hommes de cette catégorie épousent alors plus fréquemment des femmes des catégories supérieures, moins fécondes (il s'agit là d'un effet lié à notre « hypothèse » que le comportement démographique est le fruit de l'hérédité sociale et non du milieu). Cependant, cette ouverture des classes sociales permet aussi à cette catégorie inférieure de récupérer des conjoints en meilleure santé, ce qui lui procure un gain de 0,7 conjoints aidants. Au total, donc, la fermeture sociale accroît le problème pour les classes supérieures et laisse l'inférieure indifférente; l'ouverture sociale accroît légèrement le problème pour la classe inférieure et laisse les deux autres indifférentes. Rappelons toutefois qu'il ne s'agit ici que d'une mesure des aidants potentiels, le degré de fermeture ou d'ouverture sociale agissant bien évidemment aussi sur le passage du nombre d'aidants potentiels au nombre d'aidants effectifs.

Les résultats exposés ci-dessus sont de première approche, visant avant tout à valider une méthode de micro-simulation. A l'évidence, de nombreux travaux restent à mener sur cette simulation, à commencer par une meilleure représentation de l'homogamie sociale, en associant aux matrices de propension des distributions par classes sociales différentes selon le sexe (voir annexe technique). Enfin, pour mesurer la stabilité de nos résultats, il nous faudra mener le lourd et pénible exercice de la réplication des scénarios, en laissant tout inchangé sauf la racine du tirage aléatoire.

RÉFÉRENCES

- 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.
- BONVALET, C., MAISON D., LE BRAS, H., CHARLES L., 1993 : « Proches et parents », *Population*, n°1, pp. 83-110.
- COLVEZ A., D. BUCQUET, S. CURTIS, 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, 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., JOUAN-FLAHAUT, 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.
- DE SABOULIN, M. et S. THAVE, 1993 : « La vie en couple marié : un modèle qui s'affaiblit », in *Données Sociales*, 1993, pp. 314-321.
- DESPLANQUES, G. 1993 : « L'inégalité sociale devant la mort », *Données Sociales* 1993, pp. 251-258.
- GIRARD, A. 1964 : *Le choix du conjoint, une enquête psychosociologique en France*, Travaux et Documents, n°44, INED.
- GOUX, D. et E. MAURIN, 1996 : « La mobilité sociale en France », *Données Sociales* 1996, pages 310-316.
- 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.
- LERIDON, H. et L. HENRY, 1968 : « Influence du calendrier de la contraception », *Population*, n°6, pp. 1009-1054.
- PRESSAT, R. 1995 : *Éléments de démographie mathématique*, AIDELF.
- PYKE, K. D. et V. L. BENGTON, 1996 : « Caring more or less: individualistic and collectivist systems of family eldercare », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 58, n°2, may, pp. 379-392.
- 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 n°1 : quelques définitions possibles 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 quotidiennement 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. En effet, deux individus peuvent avoir le même score et présenter des incapacités tout à fait différentes, et, pour tout dire, auxquelles on n'affecterait pas spontanément le même degré de gravité. Ainsi, par exemple, près du tiers de ceux qui ne peuvent manger seul sont classés en dépendance très forte mais non extrême, alors que le quart de ceux qui peuvent manger seul mais ne peuvent faire leur toilette seul sont en dépendance extrême. L'approche de Colvez et alii (1990) ne rencontre 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 (cf. note 2) 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.

Annexe n°2 : Les principales hypothèses retenues pour le modèle (fonctionnement détaillé)

On crée un fichier fictif de 9000 personnes toutes nées la même année (pseudo-cohorte), composé de trois catégories sociales (3000 individus chacune) et, dans chaque catégorie, de 50% d'hommes et 50% de femmes. Les individus sont dotés de poids a posteriori permettant de retrouver une représentativité en termes de classes sociales et de sexe. Ces individus vont connaître des événements probabilistes : mortalité, incapacité, mise en couple, mise au monde d'enfants. Les deux derniers événements entraînent la création d'individus autres que ceux de la pseudo-cohorte initiale : les conjoints issus de la mise en couple connaissent aussi les événements « mortalité » et « incapacité », les enfants connaissent à la fois la mortalité, l'incapacité et, à leur tour, la mise en couple. Lorsque ce dernier événement se produit, on génère de nouveaux individus, le conjoint et ses parents, à leur tour soumis aux événements les concernant. Les parents du conjoint de l'enfant permettent de décrire le degré de disponibilité des enfants des individus de la pseudo-cohorte.

On est ainsi en mesure de caractériser l'état de la pseudo-cohorte (survivants et selon la situation au regard de l'incapacité), et de décrire le nombre et la disponibilité a priori des descendants de tous les membres de la pseudo-cohorte, et ce à tout âge. On somme le nombre d'années passées en incapacité ainsi que le degré de soutien disponible sur l'ensemble de la durée de vie en incapacité. Le modèle fonctionne en population ouverte, ce qui signifie que les individus générés sont toujours hors de la pseudo-cohorte initiale.

Quelles sont les probabilités des événements probabilistes ?

I. **Mortalité** : On dispose de probabilités selon l'âge et le sexe, fournis par F. Meslé et J. Vallin pour les générations 1900 à 1989. On considère que les générations postérieures connaîtront les mêmes quotients que la génération 1989.

On introduit alors des coefficients corrigeant ces probabilités en conservant la moyenne, de façon à tenir compte de la dispersion, selon le milieu social et selon la situation par rapport à l'incapacité fonctionnelle. L'effet lié à la classe sociale est issu des résultats de Desplanques (1993) : on suppose un rapport constant à toutes les époques entre l'espérance de vie des classes supérieures (cadres), celle des classes moyennes (professions intermédiaires) et celle des classes inférieures (ouvriers et employés), de 1,13 et 1,09 si on prend une base 1 pour les classes inférieures. Le coefficient varie alors d'une génération à l'autre seulement parce que le poids respectif des différentes catégories sociales varie (effet de structure pur).

On considère aussi que la surmortalité des individus en incapacité fonctionnelle est une constante de notre modèle; en 1988, Colvez et Robine l'estimaient à 1,438 par une régression linéaire. Là aussi, le coefficient de correction retenu par notre modèle varie avec la proportion de personnes en état d'incapacité fonctionnelle dans la pseudo-cohorte (prévalence), de façon à conserver la mortalité moyenne. Pour les exercices de prospective, on s'est donc assuré de la compatibilité entre la valeur de l'espérance de vie et les modifications de la prévalence de l'incapacité.

II. **Mise en couple** : Pour une génération et un sexe, on stylise la distribution des âges à la première mise en couple par une loi normale¹⁰. La loterie d'âge à la mise en couple est donc entièrement déterminée par la donnée d'un âge moyen et d'un écart type. On travaille dans une logique d'attribution : à la naissance, chaque individu se voit attribuer aléatoirement un âge à la mise en couple, et l'événement se réalisera lorsqu'il arrivera à cet âge prédéterminé¹¹. Certains sont exclus de cette loterie a priori (futurs célibataires définitifs), dans une proportion de 5% pour les hommes et 7% pour les femmes, pour l'instant laissée stable d'une cohorte à l'autre. Pour les générations futures, on propose trois jeux : augmentation de l'âge de première mise en couple, stabilisation au niveau de 1990, retour à la situation de la génération 1941-60 (la plus précoce). Pour les générations

¹⁰ R. Pressat (1995) suggère, suivant Coale, un ajustement par une combinaison de loi normale et de loi exponentielle, plus précis, mais aussi plus difficilement interprétable en terme d'âge moyen (pages 51-58).

¹¹ Cette logique d'attribution est moins élégante dans son fonctionnement que la logique de quotients (tirage sans remise à chaque âge), mais elle permet de styliser plus simplement les probabilités.

d'avant 1980, la mise en couple est confondue avec le mariage, mais à partir de cette date, il s'agit du mode de vie, qu'il soit régularisé ou non.

L'âge à la première mise en couple est plus élevé dans les classes supérieures et moyennes (enquête Famille 1982); on corrige la probabilité ci-dessus au moyen de coefficients laissant la moyenne inchangée (donc variables avec le poids des différentes classes sociales). Pour la prospective, on caractérise un scénario par :

$d = I_{sup} - I_{inf}$, où I désigne le rapport de l'âge moyen d'une classe à l'âge moyen pour l'ensemble des trois classes, en maintenant constant le ratio I_{sup}/I_{inf} .

III. Âge du conjoint : Pour chaque sexe, classe d'âge et génération, on stylise l'écart d'âge à la mise en couple par une loi normale. On caractérise un scénario prospectif par un coefficient dilatant ou rétractant les écarts d'âges.

On corrige aussi par classe sociale, car Girard (1964) montre une différence supérieure entre mari et femme chez les ouvriers. On ne propose pas de scénario prospectif sur cette différence sociale.

IV. Classe sociale du conjoint : On stylise, pour chaque sexe, par une matrice de propensions qui s'appliquent à des marges, elles mêmes fonctions de la proportion de chaque classe sociale (proportions variables dans le temps). Dans un premier temps, on suppose les propensions constantes de 1900 à 1990, égales à celles de 1990 (Données Sociales, 1993, p. 317). Pour les années postérieures, on se donne trois jeux : stabilité, renforcement de l'homogamie et mariage ascendant stable, baisse de l'homogamie et mariage ascendant stable. Un scénario est fixé par la donnée de 6 propensions sur 9; Les 3 propensions diagonales sont issues du choix sur l'homogamie, les propensions MOY-SUP et INF-MOY sont fixées par le choix sur l'ascension; on impose en plus que le ratio SUP-MOY/SUP-SUP soit constant.

V. Classe sociale des parents du conjoint (pour les enfants des individus de la cohorte initiale) : On établit là aussi des matrices de propensions. L'enquête FQP de 1991 (Gouxet Maurin, 1996) fournit ces propensions pour l'époque présente et on les conserve pour les générations passées (seules changent les marges). Un scénario est fixé par un choix sur la diagonale (hérédité sociale), plus la donnée arbitraire (à la valeur 1991) de SUP-MOY, MOY-SUP et INF-MOY.

VI. Naissance d'un enfant : Selon la génération agrégée, l'âge et le rang.

La probabilité s'écrit en cinq étapes :

- Loterie 1 : entrée dans la vie féconde (mise en couple). Seules les femmes entrées dans la vie féconde passent dans les deux loteries suivantes
- Loterie 2 : la femme veut-elle un enfant de rang supérieur ? (un tirage sans remise : si la réponse est non, la femme ne passe pas par la loterie suivante). La probabilité est égale à la probabilité a priori du rang correspondant (PAP(r)).
- Loterie 3 : la femme est-elle stérile définitivement ? (un tirage sans remise : si la réponse est oui, la femme ne passe pas par la loterie suivante). La fonction de probabilité dépend seulement du rang et de la durée écoulée depuis la dernière naissance, pas de la génération.
- Loterie 4 : la femme pratique-t-elle une contraception de retard visant à ne pas avoir l'enfant désiré cette année-ci ? (un tirage sans remise). La probabilité dépend seulement du rang et de la durée écoulée depuis la dernière naissance, pas de la génération.
- Loteries 5 à 18 (mensuelles, avec remise) : la femme a un enfant en fonction d'une probabilité liée à son âge et à la durée écoulée depuis la dernière naissance (temps mort) :

$$[.75 * F(i) * (1 - TMNV(k))]$$

où : $F(i)$ est un paramètre biologique dépendant de l'âge seul,
 $TMNV$ exprime la proportion de femmes qui ne sont pas sorties du temps mort k mois après la naissance précédente.

On considère les facteurs biologiques comme indépendants de la cohorte. On caractérise un régime par le calendrier d'entrée dans la vie féconde, le calendrier des retards volontaires de conception (proportion de contraceptantes parmi celles désirant un enfant supplémentaire, k années après la dernière naissance) et les PAP des 6 premiers rangs.

On ajuste les PAP de façon que la probabilité d'agrandissement combinée à la probabilité de survie dans la période féconde conduise à la distribution (observée, ou objectif pour les générations futures) par descendance finale. La descendance finale moyenne et la répartition par descendance finale atteinte sont connues pour les générations 1900, 1920, et 1940 par l'enquête famille (1982 et 1990), ou projetés. On travaille directement par génération et par classe sociale, comme l'autorisent les données de l'enquête famille. Pour la génération 1950, on estime une descendance finale moyenne à 2,16 enfant par femme, et on réduit fortement la proportion de descendance élevée dans la classe sociale la plus basse. Pour les générations 1960-80 et 1980-sqq, on propose trois scénarios : dans le premier, la répartition par descendance atteinte reste constante (au niveau de la génération 1950), dans le second, la descendance finale moyenne descend à 1,6, en diminuant d'abord la proportion de descendance finale élevée de la classe sociale la plus basse, puis en augmentant le poids des descendance nulles dans cette même classe sociale. Enfin, le scénario n°3 conduit à une descendance finale de 2,5, en baissant la proportion des descendance finale nulles dans les deux classes supérieures, la proportion des descendance finale réduites dans les trois classes sociales, et en augmentant les proportions de descendance supérieures à 2 dans les trois classes sociales. On s'est attaché simultanément à conserver une descendance finale supérieure pour la classe la plus basse.

VII. Âge des parents du conjoint (de l'enfant d'ego) : En premier lieu, on tire l'âge de la mère à la naissance du conjoint de l'enfant d'EGO dans une loi normale dont les paramètres sont fixés par le bloc de fécondité : sous l'hypothèse que les effets de calendriers sont constants pour toutes les générations, on calcule l'âge moyen de l'âge à la maternité à chaque rang d'une génération type (l'écart-type est tel que le coefficient de variation soit toujours égal à 0.2); l'âge moyen tous rangs confondus résulte alors de la somme pondérée par les proportions de chaque rang. Dans un tel modèle, une diminution de la descendance finale sans augmentation de la proportion d'infécondes définitives se traduit mécaniquement par un rajeunissement de l'âge à la maternité. En outre, comme le calendrier-type adopté ne tient pas compte des interactions entre descendance finale projetée et intervalles intergénéraliques, on surestime légèrement l'âge moyen à la maternité (d'un an environ). On ajoute ensuite l'âge du conjoint à la mise en couple (issu des loteries précédentes, âge de l'enfant d'EGO à la mise en couple et écart d'âge entre les conjoints).

L'âge du père du conjoint de l'enfant d'EGO est alors déterminé à partir d'une loi normale dont les paramètres sont ceux de l'écart d'âge entre époux de la génération agrégée correspondante (voir ci-dessus, écart d'âge entre époux).

VIII. La classe sociale d'un enfant suit le même ensemble de probabilités que celui utilisé pour la classe sociale des parents du conjoint (point (V)).

IX. Incapacité fonctionnelle.

On part des taux de prévalence par sexe et âge quinquennal fournis par la CNAV-TS (Bouget et Tartarin, 1994); cette enquête établit des scores d'incapacité compris entre 10 et 28. On construit une variable dichotomique d'incapacité en retenant les scores supérieurs ou égaux à 21, ce qui garantit un taux de prévalence de 18% parmi les 75 ans et plus, proche des estimations retenues par les auteurs de l'étude en effectif de personnes dépendantes. On passe simplement des taux de prévalence par âge quinquennal à des probabilités annuelles en corrigeant par la mortalité. On peut admettre que les taux de prévalence sont applicables aux générations 1900-1920. Pour les générations postérieures à cette date, on mènera une hypothèse de décroissance des taux de prévalence compatible avec l'augmentation de l'espérance de vie ; il semble plus difficile de mener une hypothèse pessimiste de hausse des taux de prévalence accompagnant l'augmentation de l'espérance de vie car, dans notre simulation, l'incapacité fonctionnelle augmente le risque de décès.

On corrige ensuite par un coefficient « classe sociale » issu de l'enquête INSERM (Colvez, Bucquet, Curtis et Pampalon, 1990) qui montre un net sur-risque d'incapacité fonctionnelle chez les ouvriers-employés toutes choses égales par ailleurs.

Nota bene : l'état actuel du modèle n'autorise pas de divorce-séparation, ce qui signifie implicitement que tout divorce débouche sur une remise en couple avec un individu apportant un réseau de parenté équivalent à celui du précédent conjoint. Il n'a pas été prévu non plus de remise en couple après veuvage.