

APPLICATIONS DES METHODES DE MICROSIMULATION DANS LES DOMAINES DE LA SANTE ET DE LA DEPENDANCE

Coordination : Didier BLANCHET (ENSAE/INED)
Travaux réalisés par : Pascale BREUIL-GENIER, Jean-Marie CHANUT, Anne FLIPO,
Ronan MAHIEU (INSEE), Agnès LIEVRE (INED)
Consultants : Nicolas BROUARD, Eric HAUET, Sophie PENNEC (INED)

Le présent document constitue le rapport final d'une recherche financée par le Commissariat Général du Plan (subvention n° 2/1996 du 2 Septembre 1996). Son contenu n'engage que la responsabilité de ses auteurs. Toute reproduction, même partielle, est subordonnée à l'accord des auteurs.

TABLE DES MATIERES

PRESENTATION RESUMEE	5
PREMIERE SECTION	
APPLICATIONS DE LAMICROSIMULATION(1) : LECAS DE LA SANTE	11
1. Spécification élaborée des comportements et représentation schématique de la population quelques études sur le rôle de l'assurance	14
2. Des modèles de barèmes s'appuyant sur des données de dépenses très détaillées : coût social et monétaire d'une réforme	17
3 Modèles sur échantillons réels avec comportements ou bouclage	20
4. Modèles plus généraux avec bloc santé	26
5. Les soins comme input dans la production de santé	29
DEUXIEME SECTION:	
APPLICATIONS DE LA MICROSIMULATION (2) : LECAS DE LA DEPENDANCE	35
1. Projections démographiques ou microsimulations ?	37
2. Les modèles démographiques ou socio-démographiques	40
3. Modèles sur la prise en charge de la dépendance et de son financement	42
TROISIEME SECTION	
UNE PROJECTIONDE LA DEPENDANCE ET DE SA PRISE ENCHARGE DANS LE MODELE <i>DESTINIE</i>	47
1. La modélisation de la fin de la vie dans <i>Destinie</i>	49
2. Eléments prospectifs sur les possibilités d'entraide familiale	58
3. Simuler une prestation autonomie	66
ANNEXE 1 : Définition et mesure de la dépendance	71
ANNEXE 2 : Les déterminants de la dépendance ou de l'incapacité	73
ANNEXE 3 : La simulation de l'incapacité	76
ANNEXE 4 : Scenarii d'évolution de l'espérance de vie avec et sans incapacité	80
QUATRIEME SECTION	
EPISODES ET FILIERES DE SOINS : UNE APPROCHE MICROECONOMETRIQUE A PARTIR DE L'ENQUETE SANTE 1991-92	81
1. CONSTRUCTION ET PREMIERE ANALYSE DES EPISODES DE SOINS	84
2. ANALYSE DES PREMIER ET DEUXIEME RECOURS DES EPISODES DE SOINS	94
Annexe 1 : Construction des épisodes de soins	106
Annexe 2 : Analyse des premiers recours	119
Annexe 3 : Existence d'une prescription pharmaceutique	120
Annexe 4 : Existence d'un second recours	121
REFERENCES DE LA PREMIERE SECTION	127
REFERENCES DES DEUXIEME ET TROISIEME SECTIONS	130
REFERENCES DE LA QUATRIEME SECTION	132

PRESENTATION RESUMEE

La recherche présentée dans ce rapport avait deux objectifs :

- proposer un état des lieux de l'utilisation des modèles de microsimulation dans le domaine de la santé et dans le domaine connexe de la dépendance, qui a donné lieu, à l'étranger, à de nombreux travaux.
- explorer les possibilités de reproduire, pour le cas français, quelques uns de ces exercices réalisés à l'étranger. En France, la seule application d'ampleur des modèles de microsimulation au domaine de la santé est celle réalisée par C. Leteno-Larger, C. Lachaud-Fiume et L. Rochaix (1995). portant sur les effets redistributifs et incitatifs de différentes formules de co-paiement de la part des assurés. Le choix s'était donc porté ici sur deux autres champs : la prise en charge de la dépendance -la microsimulation dynamique étant un outil bien adapté pour la comparaison de scénarios de prise en charge de cette dépendance-, et l'analyse des filières de soins.

1. REVUES DE LA LITTÉRATURE

La revue de la littérature a été séparée en deux parties : une revue générale, et une revue consacrée aux seuls modèles appliqués au domaine de la dépendance.

1.1. Modèles de microsimulation appliqués à la santé

La revue générale met l'accent sur la grande diversité des modèles existants, qu'on peut notamment classer selon deux critères : la richesse de la description de l'hétérogénéité individuelle et la complexité des comportements et mécanismes modélisés. Cinq catégories ont finalement été distinguées :

- . Dans une première partie sont évoqués des modèles qui allient représentation très simplifiée de l'hétérogénéité des individus et grande complexité dans la définition des comportements. Ces modèles théoriques, un peu anciens, se sont souvent attachés à mettre en évidence les possibles dysfonctionnements des systèmes de santé, notamment les phénomènes d'aléa moral ou d'anti-sélection. Ces travaux se prolongent parfois par la détermination (théorique) d'un système d'assurance optimal.
- . Les modèles dits « de barème » font l'objet de la seconde partie. Ces modèles n'introduisent aucun comportement ou bouclage, mais, fondés sur des données très riches, ils permettent des évaluations fines des dépenses par nature et source de financement. Parce que ces modélisations transcrivent littéralement les règles de remboursement ou de financement des différentes assurances, il est facile de les utiliser pour obtenir des ordres de grandeur de l'impact monétaire et social d'une modification de ces règles. La conclusion récurrente de ce type d'études est qu'il semble impossible de réaliser des économies substantielles sans imposer une lourde charge à certaines catégories de la population (voir par exemple les conclusions du seul modèle de microsimulation français - celui de Rochaix, Lachaud et Largeron, 1995 - sur l'impact de franchises).
- . La troisième partie présente des modèles qui allient description détaillée de la population et simulation de mécanismes économiques élaborés (avec bouclage et/ou comportements). Ces modèles prolongent les deux premiers types de modèles, dont ils combinent les avantages. Ils ont souvent été utilisés aux Etats-Unis à des fins théoriques ou opérationnelles.
- . Enfin, les deux dernières parties sont consacrées à des modélisations dont l'ambition excède la seule analyse de la consommation ou du financement des soins. Les modèles présentés dans la quatrième partie sont des modèles qui ont été construits dans un but plus général (pour l'étude des inégalités de revenus par exemple), mais qui ont pu être utilisés pour effectuer des études spécifiques au secteur de la santé. Enfin, après un bref aperçu des principaux types de modèles utilisés en épidémiologie, la cinquième partie traite des microsimulations modélisant conjointement la santé et les soins.

Le choix a été fait de s'intéresser aux apports des modèles de microsimulation plus qu'à leurs caractéristiques techniques. On présente donc les principales études effectuées avec chacun de ces modèles, ainsi que quelques uns de leurs résultats caractéristiques. Plusieurs types de réformes envisagées à l'étranger (ou éventuellement en France) sont ainsi évoqués, et leurs effets redistributifs sont commentés. On passe notamment en revue les réformes actuellement à l'étude aux Etats-Unis (comme le plan Clinton ou divers scénarii de généralisation de la couverture maladie) ou en R. F. A. (comme la réforme Seehofer et plus récemment la réforme du financement de l'assurance-maladie).

Il est difficile de dresser une synthèse des résultats obtenus : les modèles sont en général utilisés à la simulation d'aménagement ou de réformes très spécifiques, très dépendantes de l'organisation de la prise en charge des dépenses de santé qui prévaut dans les différents pays. Une impression générale est néanmoins la faiblesse des marges de manoeuvre qui existent au niveau de la seule régulation de la demande ou au niveau de l'organisation de la couverture : jouer sur les dispositifs de copaiement (en France ou en Allemagne), modifier le périmètre des couvertures publiques (en Allemagne ou aux Etats-Unis), modifier les incitations fiscales à se couvrir (aux USA) n'ont que des impacts de deuxième ordre sur la dépense globale, sauf à venir pénaliser fortement les assurés les plus exposés au risque maladie ou sauf à supposer que les modifications de couverture se traduiraient par de très fortes modifications des comportements de recours aux soins. Ce résultat est une conséquence logique de la forte concentration des dépenses de santé, mais l'utilisation de la microsimulation permet de le décliner avec de nombreux détails.

1.2. Microsimulation appliquée à la dépendance.

La microsimulation appliquée à la santé est le plus souvent *statique*. Or, dans le cas de la dépendance, la question est en général de projeter les conditions de prise en charge de cette dépendance dans le long terme, ce qui suppose le recours à des modèles *dynamiques*. La microsimulation cumule alors l'avantage de rendre compte de la variance des états -et les inégalités de niveau de vie, d'environnement familial ont un rôle déterminant pour le vécu de la dépendance- et de permettre de modéliser la complexité des processus qui expliquent l'apparition de ces états.

La base des modèles consiste en général en une base démographique (projection de la population par catégories démographiques, de son regroupement en ménages, et des réseaux de parenté s'étendant au delà du ménage), sur laquelle sont greffés des perspectives économiques, et d'entrée en situation de dépendance.

Un premier résultat de ces simulations est le nombre de dépendants. Ici, bien entendu, le résultat de la projection est conditionné par les hypothèses retenues, ni plus ni moins que dans les projections classiques. De ce seul point de vue, l'intérêt de la méthode est donc limité. Elle ne permet pas de résorber la grande marge d'incertitude qui existe sur l'évolution quantitative globale du phénomène. Mais la méthode permet ensuite de croiser ces scénarios de prévalence future de la dépendance avec les autres informations démographiques et économiques individuelles pour analyser des phénomènes tels que les possibilités de prise en charge informelle par le réseau familial plus ou moins proche, le nombre de personnes concernés par les différents types d'aide formelle lorsque, comme c'est souvent le cas, elles sont soumises à conditions de ressource.

II. UNE PROJECTION DE LA DEPENDANCE ET DE SA PRISE EN CHARGE DANS LE MODELE DESTINIE

C'est à ce type d'analyse de la dépendance qu'est consacrée la troisième section du rapport, qui présente les résultats de l'introduction d'un bloc dépendance dans un modèle de microsimulation dynamique à long terme, dont la construction est en cours à l'INSEE (modèle DESTINIE¹). Ce bloc permet une prospective du nombre de la situation familiale et des revenus des personnes âgées dépendantes jusqu'en 2020. Partant d'un échantillon représentatif de la France entière, ce modèle reconstitue pour chaque individu des liens intra et inter-ménage, une histoire démographique et matrimoniale, des transitions sur le marché du travail (entre scolarité, activité, inactivité, chômage, préretraite et retraite), une carrière salariale, des revenus de remplacement (en particulier de retraite).

Pour simuler l'évolution du nombre de personnes dépendantes, on s'appuie sur des probabilités de passer en dépendance. Ces probabilités de passage en dépendance sont calculées d'après un modèle estimé sur données américaines (enquête LSOA - Longitudinal Survey on Aging). Sous les hypothèses retenues, le nombre de personnes dépendantes devrait augmenter sensiblement (d'un peu plus de 20 % d'ici à 2020). La part des personnes dépendantes dans l'ensemble des personnes de plus de 65 ans devrait toutefois diminuer : à parir de 2010, la population des 65-75 ans, assez peu touchée par la dépendance, devrait devenir plus nombreuse avec l'arrivée des générations du baby-boom.

¹ Modèle de microsimulation Démographique Economique et Sociale de Trajectoires INDividuelles sImuléEs

L'histoire matrimoniale des personnes âgées dépendantes permet d'estimer la taille moyenne du « réservoir potentiel » d'aide familiale. Celle-ci ne devrait pas diminuer en moyenne : à l'horizon 2020, les liens familiaux des personnes âgées dépendantes (souvent âgées alors de plus de 80 ans) sont assez largement connus (au début de la simulation elles ont au moins 50 ans et ont déjà eu la plupart de leurs enfants). Ce résultat appelle une nuance : si la tendance à l'éclatement géographique des familles se poursuit, la disponibilité des descendants pourrait se réduire, surtout dans un contexte d'expansion continue de l'activité féminine.

Plusieurs projections sont enfin effectuées afin d'évaluer l'évolution du nombre de bénéficiaires d'une prestation autonomie et celle du coût de cette prestation. Elles soulignent l'importance des critères d'indexation qui seront retenus. C'est le cas évidemment pour les seuils d'attribution d'une prestation soumise à des conditions de ressource. Mais c'est le cas aussi pour les pensions de retraite, qui constituent l'essentiel des revenus des personnes âgées. Le modèle, plutôt qu'un résultat unique sur la charge future d'une prestation dépendance, fournit donc une illustration de la sensibilité de cette charge aux choix de barèmes pour sa mise en place. Selon les scénarios retenus, la charge pourrait croître de 60% à l'horizon 2020, ou décroître de 40% . Evidemment, le scénarios de décroissance correspondent à des scénarios où une faible indexation se traduiraient, à terme, par une qualité très médiocre de la prise en charge

III. MICRO-ANALYSE DES FILIERES DE SOINS

La dernière partie du rapport ne présente pas un modèle de microsimulation à proprement parler, mais ce qui peut constituer les étapes préliminaires de construction d'un modèle de microsimulation appliqué à l'analyse des filières de soins.

Ce travail préliminaire implique tout d'abord la reconstitution empirique des épisodes de soins. La description des consommations recueillie dans l'enquête Santé 1991-92 de l'Insee (et notamment celle des maladies auxquelles ces consommations se rapportent) rend a priori possible la construction de ces épisodes. Mais leur définition ne va pas de soi. Le choix qui a été fait ici est de chaîner les recours au médecin consacrés à la même maladie et suffisamment proches dans le temps, puis de leur rattacher les prescriptions auxquelles ils ont donné lieu. Compte tenu notamment de la durée de l'enquête Santé (3 mois), le délai maximal impose entre les séances de médecin consécutives d'un même épisode est assez court (15 jours).

Sur la base de cette définition, on a pu estimer à 1,4 environ le nombre moyen de séances de médecins par épisode de soins (plus des trois quarts d'entre eux ne comportant qu'une séance). Ces estimations sont toutefois très liées au choix d'imposer un délai maximal de 15 jours. Sans cette condition supplémentaire le nombre moyen de séances de médecins par épisode observé sur deux mois et demi serait sans doute plus proche de deux. Si l'on suppose que la demande induite ne s'exerce que sur les recours secondaires, elle ne serait alors susceptible d'affecter que la moitié des recours au médecin.

On observe que 30 % des épisodes de soins débutent par un recours direct chez le spécialiste. Quatre spécialités regroupent à elles seules 60 % de ces accès directs (ophtalmologie, gynécologie, pédiatrie et dermatologie). Le choix de recourir directement au spécialiste paraît peu lié à l'existence d'une complémentaire maladie. Il est en revanche fortement dépendant du motif de consultation, du diplôme du chef de ménage ou du revenu.

La probabilité de consultation d'un confrère en second recours reste faible (environ 3 % au bout de 15 jours, et moins de 6 % au bout de deux mois). La probabilité d'un second recours avec un médecin de même catégorie est plus forte (14 % au bout de 15 jours), et augmente plus fortement avec le temps (de 3 à 4 points par semaine supplémentaire). Les probabilités qu'il y ait un second recours chez un médecin de même catégorie ou chez un confrère sont indépendantes de l'existence d'une assurance complémentaire maladie (ainsi que des densités médicales) : l'assurance influence la probabilité d'initier un épisode de soins (et donc le nombre d'épisodes de soins), plus que la composition ou la longueur de ces épisodes de soins.

Les résultats précédents ne peuvent être directement extrapolés pour prédire les conséquences de l'introduction d'un passage obligé par le généraliste. Ce serait précisément le but d'un modèle de microsimulation s'appuyant sur ces exploitations statistiques que de proposer des scénarios simulant les

conséquences d'un tel filtrage. On peut néanmoins, dès ce stade, considérer qu'une telle réforme pourrait potentiellement réduire assez fortement les recours aux spécialités concernées par ce filtrage. Toutefois, une économie ne pourra véritablement être dégagée que si le gain lié à la réduction du nombre de recours au spécialiste n'est pas compensé par le surcoût lié à l'ajout d'une séance de généraliste dans certains épisodes de soins. Il faut également que le passage obligé par le généraliste ne se traduise pas par une augmentation des prescriptions, que l'excédent de spécialistes puisse être géré, et qu'enfin le moindre recours au spécialiste ne soit pas préjudiciable à terme à la bonne santé des patients.

PREMIERE SECTION :

MODELES DE MICROSIMULATION (1) : APPLICATIONS A LA SANTE

Pascale BREUIL-GENIER

L'auteur tient à adresser ses plus vifs remerciements à toutes les personnes qui l'ont aidée à la réalisation de ce survey, que ce soit en lui fournissant de l'information sur le modèle dont elles s'occupent ou en la mettant en contact avec d'autres modélisateurs. En particulier, l'auteur remercie Laël Gatewood et ses collègues pour leur accueil au National Micropopulation Simulation Resource (Université du Minnesota) et pour des discussions extrêmement fructueuses. Elle remercie également à la bibliothèque de l'Insee pour son efficacité dans la recherche d'ouvrages dans d'autres fonds documentaires.

En matière de santé, plus encore peut-être que dans d'autres domaines des sciences sociales, le terme de microsimulation est employé pour désigner des modélisations très différentes : application d'un nouveau barème de remboursement à des données de dépenses de santé, agrégation de comportements individuels théoriques en information imparfaite, modélisation des interactions entre environnement socio-économique, santé et soins... Le type de modèle construit dépend évidemment de l'objectif poursuivi, et donc en général de l'utilisateur présumé du modèle. Pour schématiser, les organismes proches des gouvernements privilégient le calcul de l'incidence d'une réforme sur les dépenses de santé socialisées, les statisticiens utilisent la microsimulation pour mettre en cohérence les données dont ils disposent ou éventuellement pour générer celles qui leur manquent. Les épidémiologistes modélisent la survenue d'une maladie et parfois son traitement clinique, les économistes théoriciens s'appuient sur la microsimulation pour lier comportements individuels et agrégats macro-économiques...

Après avoir insisté sur la diversité des modèles de microsimulation en matière de santé, on peut toutefois essayer de situer ces modèles par rapport aux autres travaux de microsimulation appliqués à la politique sociale. On se réfère pour cela aux trois critères retenus par Mot (1992) pour hiérarchiser les modèles par ordre de complexité croissante :

- *Comportement exogène / endogène* : Dans la mesure où il s'agit d'évaluer les réactions à une modification de la politique publique, des modèles à comportements *endogènes* semblent a priori préférables. Mais ils ont l'inconvénient d'être plus complexes et de devoir reposer sur des hypothèses sur lesquelles l'unanimité n'est pas faite. La plupart des modèles à comportements endogènes sont dès lors utilisés dans des travaux assez théoriques, s'appuyant sur une description plus schématique de la réalité et sur des hypothèses comportementales déduites d'une axiomatique. Ce type de modèle a notamment été utilisé pour l'étude des liens entre assurance et soins avec formalisation du choix du degré de couverture (pour rendre compte d'éventuels effets d'anti-sélection), et des comportements de recours aux soins à couverture donnée (problème de risque moral). Ces modèles mettent l'accent sur les mécanismes et non sur les résultats (ou les prévisions) macro-économiques. Les microsimulations limitées à l'application de barèmes sur des données de dépense exogènes constituent donc un complément utile pour un chiffrage d'effets redistributifs *ex ante*.
- *Modèle non bouclé/modèle bouclé*. On sait que l'introduction d'un bouclage est assez rare dans les modèles de micro-simulation. Les modèles appliqués à l'économie de la santé restent non bouclés au sens où ils n'introduisent aucun élément de bouclage macro-économique, mais ils sont parfois bouclés par l'intermédiaire de la contrainte d'équilibre de l'assureur : les comportements des individus influencent leurs dépenses de santé et donc les primes qui leur sont collectivement demandées, et qu'ils prennent en compte dans leurs décisions individuelles d'assurance.
- *Statique / dynamique*. Les modèles statiques - dans lesquels les résultats agrégés sont obtenus par pondération des observations en fonction de données de calage extérieures au modèle - sont souvent préférés aux modèles dynamiques - dans lesquels l'évolution de la population est endogène et est simulée période après période. En effet, dans le domaine de la santé, le temps n'est pas une variable centrale (comme il l'est par exemple dans les simulations du système de retraite), et les modèles statiques offrent alors l'avantage de la simplicité.

Dans ce survey, on entendra par microsimulation toute simulation basée sur une description micro-économique de la diversité des individus, et s'appuyant sur cette représentation pour l'élaboration et l'interprétation des résultats. Les références à des modèles de microsimulation existants n'auront pas la prétention d'être exhaustives, mais plutôt d'illustrer la variété des utilisations et des apports de ces méthodes pour la réflexion sur les systèmes de santé. On a cependant fait le choix ici de n'évoquer que des modèles traitant des aspects de la demande, de l'utilisation ou du financement et non de l'offre²

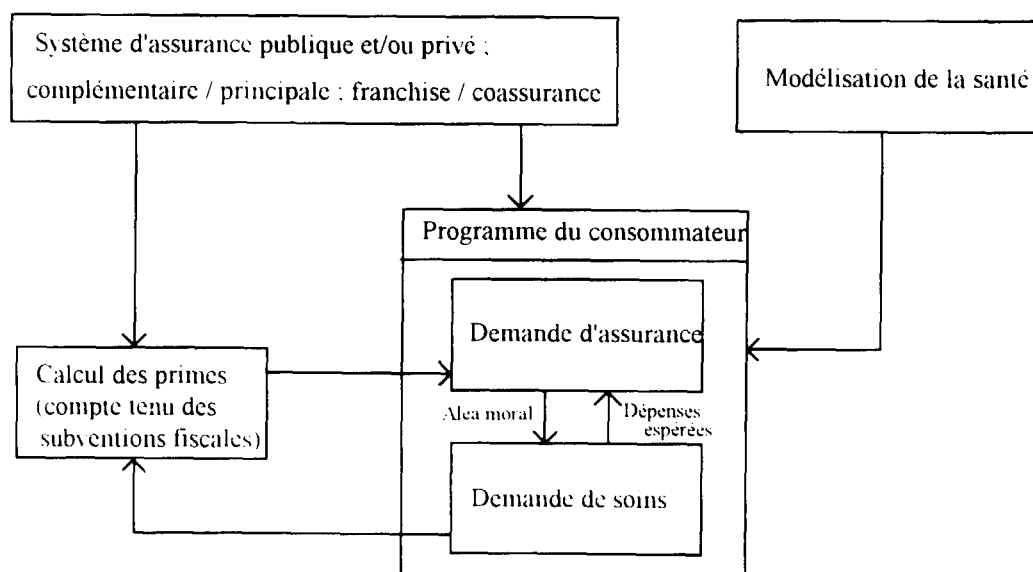
Le plan de ce survey s'inspire largement d'une classification (un peu arbitraire) des modèles de microsimulation à l'aide de deux critères : la richesse de la description de la diversité individuelle et la complexité des comportements et mécanismes modélisés. Dans une première partie, nous présenterons

² Cf. Klein et al. (1993) pour quelques références à des modèles de microsimulation abordant les thèmes de localisation des équipements médicaux, du choix de la taille des équipes médicales, du rythme d'accueil des patients...

quelques études théoriques qui allient représentation très simplifiée de l'hétérogénéité des individus et grande complexité dans la définition des comportements. Ces modélisations, un peu anciennes, sont sans doute caractéristiques d'une époque à laquelle les données étaient moins nombreuses, et l'outil informatique moins puissant. Dans une seconde partie, on présentera plusieurs modèles dits de barèmes, dans lesquels aucun comportement n'est modélisé, mais qui s'appuient sur des bases de données très riches permettant des évaluations fines des dépenses par nature et source de financement. La troisième partie regroupe des modèles s'appuyant également sur de larges bases de données, mais qui contrairement aux précédents, introduisent certains mécanismes économiques, sous la forme d'un bouclage ou d'une modélisation relativement élaborée de comportements. Enfin, les deux dernières parties seront consacrées à des modèles dont l'ambition excède la seule simulation de la consommation ou du financement des soins. Les modèles présentés dans la quatrième partie ont en effet été construits dans un but plus général, même s'ils ont pu être utilisés pour effectuer des études spécifiques au secteur de la santé. Enfin, dans une cinquième partie, on donnera un aperçu des principaux types de modèles de microsimulation utilisés en épidémiologie, avant de finir par la présentation de modèles se basant sur des résultats issus de l'épidémiologie pour modéliser simultanément la santé et les soins.

1. SPECIFICATION ELABOREE DES COMPORTEMENTS ET REPRESENTATION SCHEMATIQUE DE LA POPULATION : QUELQUES ETUDES SUR LE ROLE DE L'ASSURANCE

Quatre articles portant sur les liens entre assurance et recours aux soins vont être analysés ici. La structure générale de ces modèles reste à peu près la même (Cf schéma) : les réactions individuelles en présence d'une offre d'assurance-maladie y sont modélisées, avec une attention particulière accordée aux comportements d'aléa moral ou d'anti-sélection ; puis la contrainte budgétaire des assureurs permet de relier les primes aux dépenses de santé ainsi calculées, et d'en déduire, par résolution du modèle, le choix d'assurance effectué par chaque consommateur puis ses dépenses.



L'implémentation de ce modèle théorique varie selon les auteurs :

- Keeler, Newhouse, Phelps (1977) et Keeler, Morrow, Newhouse (1977) restent à un niveau très théorique. Le calibrage de leurs micro-simulations repose uniquement sur le choix de quelques paramètres (comme l'aversion pour le risque ou les paramètres des distributions individuelles de dépenses de santé).
- Chez Feldstein, Friedman (1977) puis Huang, Cartwright, Hu (1989), la description des comportements des consommateurs reste théorique, mais la distribution des états de santé des individus est cette fois approchée par la courbe des dépenses de santé de la population. De plus, les résultats sont établis pour plusieurs catégories de consommateurs, et non plus uniquement pour un individu "moyen". Ainsi, Feldstein, Friedman (1977) répartissent la population par tranches de revenus pour estimer plus précisément l'effet des subventions

fiscales Huang, Cartwright, Hu (1989) détaillent leurs résultats en fonction de variables binaires portant sur le revenu, l'âge, le sexe ou l'état de santé³.

Ces choix influencent évidemment les modélisations retenues dans les différents blocs du schéma ci-dessus, comme nous allons le voir à présent.

1.1. Le type d'assurance considéré conditionne les comportements des consommateurs.

D'un modèle à l'autre changent à la fois le type et la forme d'assurance considérée :

- l'étude porte soit sur une assurance principale, soit sur une assurance complémentaire (et dans ce dernier cas, le régime public est supposé donné et obligatoire).
- la couverture offerte par l'assurance considérée prévoit des franchises ou des taux de coassurance, éventuellement associés à un montant maximum à charge des familles.

La modélisation de l'offre d'assurance n'est pas neutre. En effet, les consommateurs réagissent différemment selon le type et la forme de protection dont ils bénéficient :

- le fait que l'assurance soit principale ou complémentaire influence de manière cruciale l'espérance des dépenses à la charge de l'assureur, et donc le montant des primes qu'il fixe, ce qui influence en retour la décision du consommateur.
- indépendamment du montant des primes, les incitations à la consommation perçues par les consommateurs sont étroitement liées aux termes du contrat souscrit. Ainsi, Keeler, Newhouse, Phelps (1977) montrent que dans le cas d'une assurance principale prenant en charge les dépenses excédant une certaine franchise annuelle, les consommateurs sont d'autant plus incités à consommer que, d'une part, le total de leurs dépenses depuis le début de l'année se rapproche de la franchise, et que, d'autre part, il leur reste du temps avant la fin de la période. En effet, le coût marginal d'une consommation supplémentaire est inférieur au prix effectivement payé : la différence s'interprète comme la valeur marginale de la réduction de la somme à payer avant de dépasser la franchise (et de disposer alors de soins à un coût nul).

En résumé, le panorama des systèmes d'assurances présentés dans les quatre articles étudiés est le suivant :

Article	Keeler, Morrow, Newhouse (1977)	Keeler, Newhouse, Phelps (1977)	Feldstein, Friedman (1977) modèle simple	Feldstein, Friedman (1977) modèle réaliste	Huang, Cartwright, Hu (1989)
Couverture principale	Franchise annuelle	Coassurance au-delà d'une franchise	Coassurance sans franchise	2 taux de coassurance 2 franchises (médecine de ville / hôpital)	Medicare
Complémentaire	Couverture partielle de la franchise publique	-	-	-	Coassurance pour les dépenses non payées par Medicare

³ D'autres modèles portant sur une problématique analogue (comme celui de Marquis, 1992, présenté dans la partie III), reposent sur un grand nombre de données empiriques.

1.2. Le prix de l'assurance : primes et subventions fiscales.

Dans la majorité des modèles, les primes sont calculées à partir du coût actuariel du risque, auquel on applique deux facteurs correctifs⁴ :

- le premier, compris entre 1.09 et 1.35 modélise les frais de gestion de l'assureur (taux de charge).
- le second, compris entre 0,4 et 1 prend en compte l'effet des subventions fiscales sur le prix de l'assurance payé par le consommateur.

L'effet de ces deux facteurs est loin d'être marginal dans le cas des Etats-Unis. C'est d'ailleurs le principal résultat de l'article de Keeler, Morrow, Newhouse (1977) dans le cadre d'une assurance publique remboursant les dépenses au-delà d'une franchise, et compte tenu des taux de charge pratiqués par les assureurs aux Etats-Unis, une complémentaire prenant en charge une partie de cette franchise apparaîtrait trop chère en l'absence de subventions fiscales pour susciter une demande non négligeable de la part des consommateurs. Cependant, ces résultats devraient vraisemblablement être nuancés dans le cas de la France, car les subventions fiscales y sont l'exception et les taux de charge constatés plutôt inférieurs.

1.3. La modélisation de l'état de santé reste souvent implicite.

La modélisation de l'état de santé est souvent le point faible en économie de la santé. A défaut d'information pertinente, la santé d'un individu est souvent approchée à travers sa conséquence (que l'on cherche justement à analyser !), c'est-à-dire la dépense en soins de l'individu. Concrètement, un proxy pour l'état de santé d'un individu est obtenu par tirage dans une distribution estimée des dépenses de santé individuelles⁵.

Seul le modèle de Keeler, Newhouse, Phelps (1977) déroge à cette règle. Dans ce modèle centré sur le processus d'accumulation des dépenses de santé au cours de l'année, la maladie est représentée par une loi binomiale, c'est-à-dire que son intensité et sa probabilité d'occurrence sont supposées constantes d'un individu à l'autre, et d'un épisode de maladie à l'autre.

1.4. Le programme de choix d'assurance du consommateur.

Les choix d'assurance des consommateurs dérivent d'un comportement maximisateur, tenant compte de l'aversion pour le risque du consommateur, du montant des primes⁶, des remboursements espérés et d'une valorisation de la consommation médicale supplémentaire induite par l'assurance. Cette méthode, introduite dans les deux articles de Keeler, Newhouse (1977), a été adaptée par Feldstein, Friedman (1977) puis utilisée par Huang, Cartwright, Hu (1989). Elle repose sur de nombreuses hypothèses simplificatrices, mais réduit l'information nécessaire à quelques paramètres (aversion pour le risque, élasticité-prix de la demande de soins...).

1.5. Demande de soins médicaux et aléa moral.

La demande de soins médicaux dépend évidemment de l'état de santé de l'assuré. Mais, à cause des phénomènes d'aléa moral, elle dépend également du niveau de remboursement garanti par son assurance. Les différents modèles traitent de manière identique l'ensemble des consommateurs, quel que soit le niveau de protection dont ils bénéficient. L'assurance n'intervient que par l'intermédiaire du coût des soins après remboursement, qui est pris en compte par les individus dans leur programme de maximisation :

⁴ Seul l'article de Keeler, Newhouse, Phelps (1977) fait exception : le bouclage offre-demande y est assuré par la prise en compte d'un "coût administratif", proportionnel à la fraction de la population dont les dépenses excèdent le montant de la franchise publique.

⁵ La moyenne de la distribution dans laquelle on procède au tirage peut éventuellement varier d'un individu à l'autre, comme dans les articles co-rédigés par Keeler (1977). Les formes de distribution retenues pour l'estimation sont des lois log-normales (articles co-rédigés par Keeler, 1977) ou des fonctions gamma (Feldstein, Friedman, 1977 puis Huang, Cartwright, Hu, 1989).

⁶ Ou d'un "coût administratif" reflétant la surconsommation des assurés, dans le cas de l'article de Keeler, Newhouse, Phelps (1977).

- . Feldstein, Friedman (1977), puis Huang, Cartwright, Hu (1989) supposent une demande de soins à élasticité-prix constante, qu'ils déduisent d'une distribution d'états de santé⁷.
- . Keeler, Morrow, Newhouse (1977) supposent que la demande de soins est indépendante de l'assurance complémentaire (mais qu'elle varie en fonction de la franchise laissée par l'assurance publique de base).
- . Dans le cadre spécifique d'une assurance publique imposant une franchise annuelle, Keeler, Newhouse, Phelps (1977) approchent la demande de soins de santé par une fonction affine du rapport du prix effectif des soins pour le consommateur (i.e. le coût marginal d'une consommation médicale supplémentaire compte tenu de l'épuisement de la franchise) au prix hors assurance.

Les modèles qui viennent d'être présentés ici peuvent être considérés comme des ancêtres des modèles actuels : bien que tenant compte de la diversité des individus, ces modèles s'attachent plus à établir des résultats théoriques qu'à évaluer les inégalités au sein de la population. Les modèles qui vont faire l'objet de la suite de ce survey inversent en général ces priorités.

2. DES MODELES DE BAREMES S'APPUYANT SUR DES DONNEES DE DEPENSES TRES DETAILLEES : COUT SOCIAL ET MONETAIRE D'UNE REFORME

Un point fort des modèles de barème est la richesse et le détail des données sur lesquelles ils s'appuient, et qui leur permettent de simuler avec précision des variantes de politique économique. Notamment, ils se prêtent facilement à la simulation de règles d'éligibilité et de droits à prestations assez complexes.

Un des apports essentiels de ce type de modèle de microsimulation est le diagnostic qu'ils donnent à la fois sur l'efficacité d'une mesure et sur son acceptabilité sociale. Il semblerait d'ailleurs que ces modèles aboutissent tous au même constat : efficacité (en termes d'économies pour le système) et acceptabilité sociale sont dans une large mesure incompatibles. A. Pfaff et *al.* (1994) le rappellent en conclusion : « si l'on prend en considération le fait que la moitié des dépenses de santé est supportée par environ 10% des individus, il apparaît très douteux que l'on puisse définir une participation financière à la fois effective et supportable socialement. » De même, le modèle de L. Rochaix et *al.* démontre que des franchises au remboursement des soins, pour être efficaces, devraient être trop élevées pour être acceptables.

2.1. GKVSIM (Gesetzliche Krankenversicherung)

Le mode de microsimulation allemand GKVSIM (Gesetzliche Krankenversicherung) utilise des micro-données de 1981 provenant d'une caisse d'assurance-maladie. Ces données sont vieilles statistiquement afin de refléter la situation courante, soit 1991 dans l'étude des effets de la réforme de 1993, et 1994 dans l'étude des réformes du financement.

2.1.1. La réforme allemande de 1993 : participations financières des assurés et projet de remboursement partiel de cotisations

GKVSIM a été utilisé pour évaluer l'impact de la proposition de réforme Seehofer (1992) puis de la réforme finalement mise en place (Gesundheits-Strukturgesetz de 1993) (Pfaff et al., 1992). Ces réformes, comme la plupart des réformes précédemment entreprises en R.F.A., privilégient une action sur la demande. Elles prévoient une plus grande participation financière - supposé responsabilisante - de l'assuré, ainsi éventuellement que des remboursements de cotisations en cas de dépenses de santé faibles. Par rapport à la proposition du Ministre fédéral de la santé Seehofer, la solution de compromis finalement adoptée limite la responsabilisation des assurés : les dépenses laissées à leur charge - 6.6 milliards de DM sous le régime de 1991 - auraient augmenté de 1.9 milliards avec la proposition Seehofer, contre 1.3 milliards de DM avec la réforme finalement mise en oeuvre. Le modèle de microsimulation permet en outre de préciser que, par rapport à la situation en 1991, l'accroissement de la participation financière des assurés (pour leur consommation et celle de leurs ayants droit) pèse surtout sur les hommes et les personnes âgées. La

⁷ Plus précisément, la dépense de santé Q est obtenue à partir de l'état de santé X^o par $Q = X^o * ((C * P + \lambda) / (1 + \lambda))^n$, où C est le taux de coassurance, P le prix hors assurance, λ le coût non monétaire des soins de santé, et n l'élasticité-prix de la demande de soins.

simulation permet également de comparer le projet Seehofer et la réforme définitive. En augmentant fortement la participation financière des assurés en cas d'hospitalisation - et ce, sans limites de durée ni exonération pour les plus pauvres - le projet Seehofer aurait assez fortement pénalisé un petit nombre d'individus (notamment des retraités). tandis que la réforme finale, qui porte essentiellement sur les médicaments, répartit la charge beaucoup plus équitablement. La simulation montre aussi que les exonérations accordées aux personnes de faible revenu représentent un sixième des dépenses de santé effectivement laissées à la charge des ménages.

GKVSIM simule par ailleurs les effets d'une mesure actuellement en test. consistant à rembourser aux assurés ayant une dépense de santé annuelle inférieure à un mois de cotisation-maladie la différence entre la valeur d'un mois de cotisation et leurs dépenses. La microsimulation montre qu'un cinquième des assurés seraient concernés. Le montant moyen du remboursement serait assez faible - 216 DM par bénéficiaire - mais assez variable : 249 DM pour les hommes contre seulement 161 DM pour les femmes par exemple. Le coût total représenterait à peine plus de 1% du montant des prestations versées par l'assurance maladie. Une hausse de 0,15 points du taux de cotisation suffirait à le financer, mais cette évaluation fait abstraction de la hausse des frais de gestion. La simulation des remboursements de cotisation fournit quelques résultats inattendus. comme la part relativement importante de retraités qui y auraient droit. Par ailleurs. la simulation souligne le caractère anti-redistributif de la mesure : les cotisations augmentant avec le revenu. ce sont les plus riches qui sont les plus susceptibles de bénéficier de tels remboursements (même si cet effet est un peu réduit par le fait que revenu et dépenses de santé soient plutôt corrélées positivement).

La conclusion générale de l'étude est qu'une politique efficace de réduction des dépenses a un coût social élevé si elle agit sur la demande, ce qui, selon les auteurs, plaide en faveur d'une action sur l'offre.

2.1.2. Financement de l'assurance-maladie dans l'ancienne R.F.A. (Pfaff, Rindfusser, Busch, 1996)

Le modèle a également servi à simuler les effets de modifications du financement de l'assurance. Rendre la couverture publique obligatoire (et non facultative comme elle l'est actuellement pour les hauts revenus) permettrait de diminuer les cotisations maladies de 0,20 à 3,85%⁸. Effectivement, les hauts revenus qui optent pour l'assurance privée - qui constituent la majeure partie de la population non couverte par l'assurance obligatoire - sont en règle générale des « bons risques » (hommes jeunes).

Des variantes remettant en cause l'aide aux familles à travers la couverture maladie ont également été effectuées. Majorer de 50% les cotisations des assurés ayant un conjoint ayant droit inactif permettant de réduire de 1,20 le taux de cotisation sociale (ou d'un peu moins si l'on maintient gratuitement les droits à prestations pour les conjoints inactifs ayant des enfants en dessous d'un certain âge). Enfin, financer par l'impôt les dépenses de santé des enfants permettrait de réduire de 0,88 point le taux de cotisation.

Il est intéressant de signaler à travers cet exemple que les variantes effectuées ne constituent pas toujours des modèles de politique à suivre aux yeux des auteurs. En particulier, les simulations ont souvent pour objet de fournir des ordres de grandeurs des effets probables de certaines mesures politiques, qui sont considérées isolément à des fins analytiques, mais qui n'ont de sens que replacées dans un programme plus vaste.

2.2. Congressional Budget Office

Le Congressional Budget Office américain a mis au point un modèle de microsimulation statique des dépenses de santé (Atrostic, 1994 et 1995). L'échantillon de base de la population est constitué du Current Population Survey auquel on impute statistiquement des données de santé, de primes d'assurance, de recours au soins et de dépenses médicales issues du National Medical Expenditure Survey, et que l'on complète in fine en le rapprochant de données sur les assurances maladies fournies par les entreprises. Les impôts, cotisations et taxes sont calculées à l'aide du modèle de fiscalité du CBO, et le modèle est calibré sur des agrégats macro-économiques.

⁸ La réduction de cotisation varie en fonction des revenus que l'on prend en considération (la valeur maximale étant obtenue en cas de cotisations pesant également sur les retraites).

Une des particularités de ce modèle est de ventiler les dépenses de santé en fonction de leur source de financement en dernier ressort. Ainsi, les cotisations employeurs sont-elles considérées comme un financement ménage. Il faut également souligner que les auteurs du modèle ont prêté une attention particulière à la validation de leur modèle, suivant en cela les recommandations figurant dans le rapport du Committee on National Statistics (Citro et Hanushek, 1991). Par exemple, ils ont testé la validité de leurs méthodes d'imputation statistique des dépenses et des primes d'assurances en les appliquant à l'enquête sur les dépenses de santé (NMES⁹), et en comparant ensuite la distribution des grandeurs imputées et celles des grandeurs observées. Ils ont également testé l'influence du choix des formes fonctionnelles. Celui-ci n'apparaît pas neutre. En dépend notamment le fait que les primes d'assurance et les dépenses de santé apparaissent ou non déterminées simultanément (et donc doivent ou non être imputées conjointement). Le modèle n'a pas encore été utilisé pour produire des études, car la division qui s'y consacre a eu d'autres missions depuis.

2.3. Special Policy Analysis Model (Health Care Financing Administration et Actuarial Research Corporation)

Un modèle proche du précédent a été construit par la Health Care Financing Administration. Comme le précédent, il se base sur la population du Current Population Survey, à laquelle on impute des données de dépenses médicales issues du Medical Expenditure Survey (1987) et calées sur les comptes de la santé. Ceci permet de disposer pour chaque individu de ses dépenses en 13 postes ainsi que de la décomposition de ces dépenses par source de paiement. Ce modèle a été utilisé pour évaluer l'intérêt de comptes d'épargne santé (Medical Saving Accounts), combinés avec une assurance pour les grosses dépenses. Si l'on tient compte du coût que représente la non-mutualisation d'un risque pour des individus risquophobes, ce type de réforme n'apparaît pas très intéressant (ARC, 1995 a et b).

2.4. Le modèle de L. Rochaix, Cl. Fiume-Lachaud et Ch. Leteno-Largerion.

Cl. Fiume-Lachaud, Ch. Leteno-Largerion et L. Rochaix (1996) ont simulé les effets de l'introduction d'une franchise sur la distribution des dépenses de santé restant à la charge des assurés sociaux. Ce travail, basé sur l'enquête ESPS du CREDES, est un prolongement du projet européen COMAC-HSR (comparaisons internationales de réformes des systèmes de santé en termes d'équité). Il fournit des résultats originaux et extrêmement intéressants, et permet d'affiner les discours politiques récurrents sur l'intérêt des franchises

Dans les différents scénarii, le montant des franchises est ajusté pour permettre de réaliser une économie de 6 milliards de francs 1988, soit 0,2 points de cotisation sociale (ce qui est le gain habituellement attendu des différents plans de redressement). Les simulations montrent d'abord qu'il n'est pas réaliste d'envisager la gratuité des soins au-delà de la franchise : ceci conduirait à imposer des franchises annuelles de l'ordre de 5 000 francs par famille d'assurés sociaux, et à écarter de tout remboursement plus de la moitié des familles d'assurés sociaux ayant une dépense médicale non nulle. Conserver les taux de coassurance actuels au-delà de la franchise permet de ramener celle-ci à environ 950 francs par an, auxquels il faut ajouter environ 175 francs si l'on désire maintenir les cas d'exonération en deçà de la franchise. Un tel système de franchise écarterait du remboursement 20% des familles d'assurés sociaux ayant une dépense médicale non nulle

⁹ Le National Medical Expenditure Survey de 1987 est une enquête représentative menée auprès de 14 000 ménages ordinaires interrogés à cinq reprises entre début 1987 et mi-1988. Il contient des données sur l'utilisation du système de soins, les dépenses par source de financement, la couverture assurantielle, l'état de santé et les maladies, ainsi que les données socio-économiques usuelles. Les déclarations de nombreux ménages ont pu être confrontées avec des données collectées auprès des offreur de soins. Des informations complémentaires sur la protection des individus en cas de maladie (description plus précise de la couverture, primes, ainsi que des informations sur l'employeur, comme la proportion d'employés bénéficiant d'une couverture maladie) ont soit été collectées directement auprès de leurs employeurs, soit été imputées statistiquement à partir d'une enquête employeurs indépendante (HIAA 1991). Le NMES contient des informations socio-démographiques détaillées ainsi que des renseignements sur la couverture maladie des individus.

Des franchises par individu, et non plus par famille d'assurés sociaux, s'élèveraient à environ 500 francs par an. Cependant, introduire une franchise identique pour tous demande un effort proportionnellement plus élevé aux moins riches. Moduler les franchises selon le revenu permet d'atténuer cet effet régressif. Pour générer une économie de 6 milliards, la franchise devrait alors représenter 0,7% du revenu. Associés aux inconvénients de la franchise (coût de gestion élevé, pénalisation de la prévention, possibles effets d'accélération pour saturer la franchise, faible acceptabilité de la part des ménages écartés du remboursement...), les ordres de grandeur fournis par cette étude incitent à relativiser l'intérêt de ce mode de responsabilisation. Les auteurs envisagent de simuler d'autres réformes (ticket modérateur plafonné en fonction du revenu...), et d'introduire des comportements dans leur modèle, même si ce dernier raffinement - pour satisfaisant qu'il soit sur le plan théorique - n'aura sans doute qu'un impact limité sur des conclusions déjà très claires.

3. MODELES SUR ECHANTILLONS REELS AVEC COMPORTEMENTS OU BOUCLAGE

Sont regroupés dans cette partie des modèles qui à la fois s'appuient sur une description très riche de la diversité des individus et modélisent des mécanismes relativement complexes (bouclages ou comportements). On mentionnera d'abord (§ 3.1) quelques études tirées de la littérature académique qui se basent sur des méthodes de microsimulation (la partie simulation étant, il est vrai, parfois assez réduite dans ces modèles). Puis l'on présentera quelques modèles de simulation reposant sur de très nombreuses données, en accordant une importance particulière aux modèles construits par la Rand et basés sur les épisodes de soins (§ 3.2 et 3.3).

3.1. Quelques modèles plutôt théoriques

Comme annoncé, les exemples qui vont suivre n'ont pas la prétention d'être représentatifs, mais seulement illustratifs.

3.1.1. Equité et aléa moral (Klavus et al., 1996)

Le modèle TUJA a été développé par le Ministère des Finances de Finlande et l'Institut gouvernemental pour la recherche économique (Klavus, Mattila, Häkkinen et Salomäki, 1995). Il se base sur des données individuelles de 1992 issues de la Statistique sur la distribution des revenus. Ces données sont complétées par des données d'enquête sur le budget des ménages, associées aux précédentes par des procédures d'imputation statistique, ainsi que par des données administratives (en particulier sur les revenus ou les dépenses hospitalières). A condition de faire des hypothèses sur les financements non spécifiques des dépenses de santé (ex: impôts) ainsi que sur les cotisations employeurs (supposées supportées in fine par les employées), on peut calculer la contribution de chaque individu au financement des dépenses de santé. et comparer cette contribution à son revenu. On constate que la réforme de 1993 a modifié la progressivité de certaines sources de financement. Les financements par l'impôt ou les cotisations sociales sont devenus nettement plus progressifs (en raison pour les secondes de l'introduction de taux de cotisation progressifs). Cependant, cet effet est contrebalancé par les modifications de la structure de la dépense: les modes de financement régressifs (comme les dépenses directement à la charge de l'assuré) ont gagné en importance, ce qui au total a entraîné une hausse de la régressivité du système de financement des dépenses de santé. Des résultats analogues ont également été établis avec des hypothèses de réaction des consommateurs au prix des soins (alea moral) et au revenu.

3.1.2 Egalité des chances et dépenses de santé (Freund, 1984)

L'exemple suivant montre à la fois l'intérêt et les limites d'approches par microsimulation. L'intérêt du travail réside dans la problématique étudiée : suffit-il d'assurer à la population noire américaine les mêmes opportunités économiques qu'à la population blanche pour rapprocher la consommation médicale des noirs de celle des blancs ? Une des limites de ce type de travail est qu'il conduit à interpréter les corrélations observées comme des causalités.

Freund (1984) estime des fonctions d'utilisations de soins pour 8 sous-populations, obtenues par croisement du sexe, du statut matrimonial et de la couleur de la peau (blanc / non blanc). Le prix des soins (après remboursement par l'assurance) n'a un effet négatif significatif sur la consommation médicale que chez les hommes et les femmes blancs et mariés. Le revenu a toujours un effet positif mais rarement significatif. L'éducation augmente le recours aux soins dans la plupart des cas. L'auteur se base ensuite sur les résultats de ces estimations pour examiner comment varierait la consommation médicale des noirs si ces derniers avaient les mêmes opportunités économiques que les blancs en termes d'éducation, de revenu, de prix des soins et d'assurance. Les autres déterminants de l'utilisation de soins (en particulier l'état de santé) restent eux inchangés. Dans trois sous-populations noires sur quatre, la consommation de soins décroît si l'on remplace les variables de revenus, de prix, d'assurance et d'éducation par les valeurs moyennes de ces variables dans la population blanche. Ces résultats un peu surprenants suggèrent que les influences positives de l'éducation et du revenu sur la demande ne sont pas suffisamment importantes pour compenser l'effet négatif de la hausse du coût des recours médicaux restant à la charge des individus. En effet, la population noire bénéficie de soins largement subventionnés, dans la mesure où elle est sur-représentée dans la population des bénéficiaires de Medicaid et d'autres assurances publiques. Ces résultats doivent évidemment être interprétés avec précaution. Ils reposent d'abord sur des données assez peu nombreuses. Mais surtout, ils s'appuient sur l'hypothèse que les corrélations entre recours aux soins et déterminants économiques qui ont été estimées peuvent s'interpréter comme des causalités.

3.2. Les modèles de la Rand : demande d'assurance et épisodes de soins

La Rand a développé au moins deux modèles de simulation, qui peuvent être couplés (Marquis et Buchanan, 1992) :

- Le premier, « *Health insurance demand model* », simule les choix d'assurance maladie des ménages. Ceux-ci peuvent souscrire une assurance santé de groupe par l'intermédiaire de leur employeur ou une assurance individuelle sur le marché, ou encore renoncer à s'assurer. Ils ont en outre le choix entre plusieurs contrats, qui se différencient par leur franchise, leur taux de coassurance au-delà de la franchise et la somme maximale annuelle à charge de l'assuré. Le choix d'assurance résulte de la maximisation de l'utilité espérée du ménage. L'utilité ne dépend que de son revenu disponible (hors primes d'assurance et dépenses de santé) et de son aversion pour le risque (calibrée sur données de l'Health Insurance Experiment). Le calcul de l'utilité espérée se fait par rapport à la distribution des dépenses de santé qu'anticipe le ménage. Concrètement, cette distribution est estimée par une cinquantaine de simulations des dépenses de santé à l'aide du « Health Episode Simulation Model ». Enfin, l'espérance d'utilité de la famille pour chaque choix d'assurance est modifiée par l'introduction d'un terme aléatoire destiné à rendre compte de l'hétérogénéité des comportements des ménages.

- Le second modèle, « *Health episode simulation model* », simule les dépenses de soins. L'objectif premier de ce modèle était d'étudier l'incidence de franchises annuelles (i.e. de dépenses maximales annuelles à charge) sur les comportements : observe-t-on une phase de « rattrapage » de la consommation une fois que la franchise est dépassée ? Les agents modifient-ils leurs comportements présents lorsqu'ils anticipent que leur consommation de l'année dépassera la franchise ?¹⁰ La construction du modèle de micro-simulation est guidée par les résultats de l'Health Insurance Experiment de la Rand (Keeler, Buchanan, Rolph, Hanley, Reboussin, 1988 ; Buchanan, Keeler, Rolph, Holmer, 1991)¹¹. Notamment, le modèle exploite le fait que

¹⁰ Les résultats empiriques n'ont pas confirmé ces intuitions théoriques : le rattrapage est très faible (la consommation après saturation de la franchise reste inférieure à celle de ceux qui sont assurés à 100% toute l'année). Les effets liés à l'anticipation d'un dépassement de la franchise sont encore plus faibles

¹¹ Le Health Insurance Experiment (HIE) est une expérience menée par la RAND entre 1975 et 1982 sur un échantillon représentatif de ménages ordinaires ne bénéficiant pas d'une assurance publique et vivant dans 6 sites. Une police d'assurance parmi 14 était attribuée aléatoirement à chacun de ces ménages. Ces polices, qui

l'influence de la couverture maladie semble essentiellement porter sur la décision de débiter un épisode de soin et non sur le coût de cet épisode¹². Si l'individu est complètement remboursé, il s'engagera dans tous les épisodes de soins potentiels, tandis qu'il n'en sélectionnera aléatoirement qu'une part plus ou moins grande s'il ne bénéficie que d'une couverture partielle. Ce modèle a également été utilisé pour l'étude des épisodes de soins psychiatriques (Keeler, Manning, Wells, 1988).

Le couplage des deux modèles permet de calculer les primes d'assurance demandées à différents types d'assurés (en fonction du type d'assurance et du nombre de leurs ayants droit). Ces primes sont obtenues à partir de la moyenne des dépenses de santé pour les assurés considérés (calculée à l'aide du Health episode simulation model), multipliée par un facteur de chargement dépendant du type d'assurance (et de la taille de l'entreprise pour les assurances de groupe). Ces primes peuvent ensuite être injectées dans le Health insurance demand model.

3.2.1. Antisélection (Marquis, 1992)

Le modèle de microsimulation de Marquis (1992) constitue une première version du modèle de demande d'assurance. Il montre que le mode de financement de l'assurance est déterminant pour l'analyse des phénomènes d'antisélection. Si, dans le cas d'une assurance principale facultative laissant une franchise à la charge de ses assurés, les effets de l'anti-sélection sont importants, dans le cas d'une assurance complémentaire couvrant tout ou partie d'une franchise laissée par une couverture publique obligatoire, ces effets d'anti-sélection sont au contraire faibles. En effet, l'assurance complémentaire est alors sous-tarifée, car elle ne prend pas en compte l'impact de la couverture qu'elle offre sur l'espérance des dépenses excédant la franchise. L'aléa moral est aussi pris en compte, de manière assez arbitraire : la demande des consommateurs qui ne bénéficient que d'une assurance incomplète est déduite de la demande des consommateurs entièrement assurés par un facteur multiplicatif (0,55).

proposent des remboursements à l'acte, différent par leur taux de coassurance et la somme maximale laissée à la charge de la famille par an. Les consommations médicales de ces familles sont suivies pendant toute la durée de l'expérience.

¹² Dans le détail, le modèle distingue plusieurs types d'épisodes de soins : dentaire, hôpital, maladie aiguë traitée en ambulatoire, maladie chronique traitée en ambulatoire et soins de confort (Keeseey, Keeler, Fowler, 1985). Les épisodes de soins sont définis à partir des indications fournies par les praticiens (qui doivent indiquer sur des formulaires à quelle pathologie et à quel épisode les actes qu'ils effectuent doivent être reliés), ou, si ceci n'est pas possible, en fonction d'un algorithme (par exemple, pour les soins aigus, les consultations doivent être espacées de moins de 16 jours et soit porter sur le même diagnostic, soit avoir lieu chez le même médecin). Dans l'approche de la Rand, une même consultation peut correspondre à plusieurs épisodes de soins : dans ce cas, le coût de la consultation est réparti entre ces différents épisodes. Enfin, toutes les dépenses de santé relative à un épisode sont datées du premier jour où elles pouvaient être prévisibles (par exemple, les dépenses liées à la maternité sont toutes datées de la première visite pré-natale). Ceci permet d'étudier les modifications de comportements de l'individu en fonction de ses anticipations sur sa dépense future (et sur sa probabilité de saturer la franchise). On postule l'existence, pour chaque individu, de propensions à connaître chacun de ces types d'épisodes. Cette propension dépend de caractéristiques connues de la famille (composition socio-démographique, revenus, santé) comme de caractéristiques cachées (effet individuel ou familial). La succession des épisodes potentiels est ensuite simulée à partir des propensions précédentes par des processus de Poisson. Les coûts impliqués par chaque épisode sont tirés d'une loi log-normale dont la moyenne varie en fonction du type d'épisode et des caractéristiques de l'individu concerné. Dans un premier temps, les épisodes simulés ne tiennent pas compte de la qualité de la prise en charge assurantielle. Ce n'est qu'après avoir généré une succession d'épisodes potentiels pour l'année que l'on simule - épisode par épisode - la décision d'effectivement recourir aux soins. Il faut noter que déduire les recours en présence d'une couverture assurantielle partielle à partir des recours en présence d'une assurance totale permet de réduire la variance des simulations en n'introduisant pas d'aléa dû à la simulation de la morbidité.

3.2.3. Déductibilité du revenu imposable des primes d'assurance-employés (Marquis et Buchanan, 1992)...

Certaines propositions de réformes formulées aux Etats-Unis visent à diffuser l'assurance maladie au sein de la population américaine (qui compte environ 15% d'individus non assurés). Une manière de parvenir à cet objectif est de subventionner l'achat d'assurance, par exemple en permettant aux individus de déduire la part salariale de leurs primes d'assurance de leur revenu imposable. En utilisant les deux modèles de demande d'assurance et de demande d'épisodes de soins, Marquis et Buchanan (1992) montrent que l'impact d'une telle aide fiscale serait limitée : elle n'augmenterait la demande d'assurance des non assurés que de 2 points. D'autres travaux de la RAND examinent les possibilités d'extension de la couverture maladie s'appuyant sur la généralisation de l'offre d'assurance dans les petites entreprises (grâce à l'introduction d'alliances susceptibles de négocier pour le bénéfice de plusieurs entreprises, ou grâce à l'interdiction de différencier les primes selon les caractéristiques propres des firmes) ou les avantages respectifs de réformes au niveau des états ou de la fédération.

3.2.4.... ou intégration au revenu de la part de l'assurance payée par l'employeur (Marquis et Buchanan, 1994) ?

Si certaines propositions de réformes formulées aux Etats-Unis ont pour objet de diffuser l'assurance maladie au sein de la population américaine, d'autres visent à maîtriser les dépenses de santé. Couplés avec un modèle de décision des entreprises d'offrir des couvertures maladie, les deux modèles décrits plus haut ont été utilisés pour évaluer l'impact d'une réduction des subventions fiscales à l'assurance. En effet, la participation des employeurs au financement de l'assurance de leurs employés n'est pas comptabilisée dans le revenu imposable de ces derniers, ce qui revient de facto à leur accorder une déduction fiscale pour achat d'assurance. Cet avantage est d'autant plus important que la contribution de l'employeur est élevée, et donc en général que la police d'assurance souscrite est chère. Le gain croît plutôt avec le revenu, ce qui fournit un argument supplémentaire en faveur de sa suppression. Mais le principal bénéfice attendu d'une telle réforme est une meilleure maîtrise des dépenses de santé : les consommateurs devant supporter le coût total de l'assurance seraient incités à se tourner vers des polices d'assurance moins chères (ce qui favoriserait la réduction des coûts en faisant jouer la concurrence entre les assureurs), et offrant une protection moindre, ce qui limiterait la consommation de soins.

Le modèle évalue donc l'effet d'une limitation puis d'une suppression de la non-imposition des primes d'assurances versées par l'entreprise au profit de ses salariés. Il modélise la décision de l'entreprise de proposer des couvertures de groupe à ses employés selon deux processus différents, dépendant de la taille de l'entreprise. Les grandes entreprises sont supposées négocier avec les syndicats, qui agissent dans l'intérêt de leurs adhérents : la décision de proposer ou non une couverture santé dépend donc in fine des préférences de l'adhérent médian. Dans les petites entreprises au contraire, le choix de proposer ou non une couverture maladie est supposé être fait pour accommoder le dernier employé recruté. Selon ce modèle, une limitation (ou une suppression) de la non-intégration au revenu imposable des primes d'assurance employeur aurait un effet très faible sur la décision des firmes de proposer ou non des couvertures maladie. En revanche, l'impact de la réforme sur les décisions d'assurance des consommateurs est assez fort : 12% des familles décideraient de ne pas souscrire une police d'assurance offerte par leur employeur (contre 6% seulement en présence de subvention fiscale). Cet effet serait plus marqué pour les familles ayant un revenu inférieur au seuil de pauvreté : 38% d'entre elles renonceraient à une couverture maladie proposée par l'employeur (contre 16% dans la situation courante). Ces résultats - ainsi que des résultats similaires sur la faible protection offerte par les assurances choisies par les individus les plus pauvres - invitent à reconsidérer l'idée selon laquelle la suppression des subventions fiscales consisterait essentiellement à mettre fin à un avantage accordé aux plus riches. Par ailleurs, l'effet de la réforme sur les dépenses de santé serait assez faible (inférieur à 6%). En effet, de nombreuses polices d'assurance imposent déjà des franchises, dont l'effet désincitatif sur la décision de se soigner a déjà été mis en évidence : une hausse de ces franchises n'aurait qu'un effet marginal assez faible.

3.3. Prolongement des modèles de barème

3.3.1. MEDSIM (AHCPR) : bouclage sur l'assurance privée

MEDSIM a été développé par l'Agency for Health Care Policy and Research (AHCPR, au sein du Ministère de la Santé américain) (Banthin *et al.*, 1996). Son point fort est la simulation de la fiscalité. Ce modèle repose sur des données très complètes sur les dépenses de santé (tirées du National Medical Expenditure Survey, 1987, actualisées et calibrées sur le Current Population Survey et sur les agrégats de dépenses courants), ainsi que sur les primes d'assurances et les polices d'assurance (grâce à des renseignements complémentaires obtenus directement auprès des employeurs ou assureurs privés des individus interrogés dans le NMES)

Deux modules de MEDSIM fonctionnent actuellement indépendamment : BENSIM (calcul des remboursements par les assurances) et MEDTAX (calcul des prélèvements obligatoires).

BENSIM calcule pour chaque dépense de santé la part prise en charge par l'assurance. Il s'appuie sur une classification de la nature de la dépense en 16 postes et sur une description fine des paramètres de la police (franchise, coassurance, plafonds de dépenses...). A partir de ces calculs, on peut reconstituer la valeur actuarielle de l'assurance par groupes homogènes d'individus. En appliquant un taux de chargement, on en déduit la prime qui peut être demandée (cette information ne se confondant pas avec la prime payée, contenue dans les données, mais elle sert pour effectuer des bouclages offre-demande dans les simulations).

MEDTAX était initialement un modèle de calcul des prélèvements fédéraux (cotisations et impôts). Il a servi à évaluer le coût et les effets d'une subvention à l'achat d'assurance santé (Moeller, 1995). Supposons que les primes d'assurance santé puissent, au choix de l'individu, soit être déduites de soit revenu imposable soit ouvrir droit à un crédit d'impôt (ces avantages étant plafonnés et accordés sous conditions de ressources), et que ces mesures soient financées par l'incorporation dans le revenu imposable des primes d'assurance supportées par les employeurs (au-delà d'un certain montant). Les consommateurs prennent alors leurs décisions d'assurance en comparant les primes (nettes des subventions fiscales) et les remboursements anticipés, mais tiennent également compte de l'utilité qu'ils peuvent tirer d'une augmentation de leur consommation médicale ou d'une réduction de leur risque financier. Le modèle montre qu'un tiers seulement des ménages non assurés avant la réforme aurait intérêt à souscrire une assurance après introduction de la subvention fiscale. Au total donc, 46% des foyers fiscaux ne pourraient bénéficier de la réforme (soit parce qu'ils ne satisfont pas les conditions de ressources ou parce qu'ils bénéficient déjà d'une assurance publique), 28% n'auraient pas intérêt à profiter des avantages offerts par la réforme bien qu'ils aient droit, et 28% en bénéficieraient, pour un coût estimé à 28 milliards. Ces résultats peuvent être détaillés en fonction du revenu du foyer fiscal ou de son statut vis-à-vis de l'assurance avant réforme. Enfin, le modèle permet d'évaluer la contribution de chaque ménage au financement de la réforme. Ceci permet de montrer qu'il ne se dégagerait pas spontanément une majorité de votants en faveur de subventions fiscales à l'assurance, dans la mesure où 38% des individus en âge de voter ne verraient pas leur situation modifiée par la réforme (ils n'en bénéficieraient pas et n'en supporteraient pas le coût), et 37% verraient leur situation se dégrader (ils contribueraient au financement de la réforme sans en bénéficier)

MEDTAX a aussi été utilisé pour estimer les pertes fiscales qu'entraînerait une politique de Comptes d'épargne santé individuels défiscalisés (Medical Saving Accounts). Les individus sont supposés choisir entre deux options conserver leur couverture actuelle, ou opter pour un compte d'épargne couplé à une assurance pour les très grosses dépenses. Le choix entre ces deux options dépend du revenu, des primes et des dépenses restant à la charge du patient dans les deux cas. BENSIM permet alors de boucler, en calculant les primes actuarielles demandées à chacune des deux sous-populations d'assurés et en itérant simulation des choix individuels et calcul des primes jusqu'à l'obtention d'un équilibre.

3.3.2. Health Benefit Simulation Model (Lewin-Icf) : financement et utilisation des soins

Selon Chollet (1990), le Health Benefit Simulation Model, développé par Lewin / ICF est « Le seul modèle majeur développé pour étudier la couverture assurantielle, l'utilisation de soins, le financement et la dépense totale en soins pour les individus ne vivant pas en institution. ».

Ce modèle est basé sur le NMES de 1987, vieilli statiquement jusqu'en 1992 et au-delà, calibré sur les grands agrégats de dépenses de santé et enrichi d'informations collectées auprès des employeurs. Ce modèle est utilisé pour simuler l'impact financier de propositions de réformes majeures concernant les employeurs, les ménages, les états, ou le gouvernement fédéral. Il tient compte des changements de comportements induits par l'assurance ou des déductions fiscales liées à certaines cotisations maladie (Lewin, 1993).

Dans HBSM, les individus sont supposés modifier leurs comportements en cas de changement de statut vis-à-vis de l'assurance : chaque poste de consommation médicale d'un nouvel assuré va augmenter de manière à se rapprocher de la moyenne de consommation observée chez les assurés de caractéristiques similaires (sexe, âge, revenu, état de santé). Ceci suppose entre autres qu'il n'y a pas d'antisélection mais uniquement de l'aléa moral. Plus précisément, la modification de comportement est modélisée en trois étapes. Dans un premier temps, les individus nouvellement assurés qui avaient antérieurement déclaré des soins voient leur nombre de recours augmenter (par duplication aléatoire de certains de leurs recours déclarés). Leurs durées de séjour à l'hôpital sont également majorées (afin que les durées de séjour moyennes coïncident avec celles des assurés). Dans un second temps, le nombre d'individus reportant au moins un épisode de soin est majoré, de manière à ce que la probabilité de recours soit la même chez les nouveaux assurés que chez la population déjà assurée. On attribue à ces individus la liste des recours déclarés par un assuré aux caractéristiques similaires (choisi aléatoirement). Enfin, dans un troisième temps, une éventuelle amélioration du champ de la couverture est prise en compte : les consommations des individus bénéficiant de cette extension de leur couverture sont réévaluées par une procédure identique à celle qui est utilisée pour les nouveaux assurés.

HBSM a été utilisé pour évaluer les effets du « plan Clinton », tel qu'il a été défini dans le « Health Security Act », avant d'être abandonné. Ce projet¹³ devait garantir une couverture de qualité à l'ensemble des américains (Pham, 1996). Dans chaque état, des agences agissant au profit des consommateurs (« Health Alliances ») devaient négocier avec les compagnies d'assurance, ces dernières étant tenues d'offrir au moins une police standardisée définie au niveau fédéral. Le plan Clinton prévoyait que les primes d'assurances négociées ne pouvaient varier avec l'âge ou la santé de l'assuré, et que les assureurs étaient obligés d'assurer tous les individus le désirant. L'individu peut choisir une police d'assurance parmi celles qui sont proposées par la Health Alliance. Il paie environ 20% des primes, le reste devant être financé par son employeur ou par la solidarité nationale s'il est inactif. En bref, ce projet avait pour objectif de financer un élargissement et une amélioration de la couverture maladie, financés par des économies entraînées par l'introduction de mécanismes concurrentiels. Le modèle HBSM permet d'estimer les impacts de cette proposition de réforme à la fois sur les ménages, les entreprises, les budgets fédéraux et locaux (Lewin, 1993). Il produit non seulement des estimations de dépenses, mais évalue également les effets redistributifs de la réforme. Si l'on s'intéresse aux ménages par exemple, 52% d'entre eux verraient leurs dépenses diminuer de 20\$ par an ou plus, tandis que 29% les verraient augmenter d'au moins un montant équivalent, 15% des individus auraient dû payer plus sans bénéficier d'une meilleure couverture, notamment des jeunes à forts revenus et grands consommateurs de tabac (et donc pénalisés par les hausses des taxes pesant sur ce dernier prévues dans la réforme).

Plus récemment, HBSM a été utilisé pour évaluer les effets de réformes de Medicare, comme celle, proposée dans le Balanced Budget Act de 1995 de créer un nouveau programme, Medicareplus, proposant des couvertures privées aux bénéficiaires de Medicare (Sheils, Claxton, Haught, 1996). HBSM a également été utilisé pour simuler l'impact de différentes propositions pour financer les soins des non assurés : extension de Medicaid avec éventuelle participation des assurés, couverture obligatoire par les employeurs, couverture universelle (Chollet, 1990).

* *
*

¹³ Pour une présentation du projet, voir Pham (1996).

4. MODELES PLUS GENERAUX AVEC BLOC SANTE

Contrairement aux modèles qui viennent d'être évoqués, ceux qui vont suivre n'ont pas été construits dans l'optique d'une analyse des systèmes de santé, mais ont été par la suite étendus à cette fin.

4.1. Modèles statiques

4.1.1. TRIM2 (Transfer Income Model, Urban Institute)

TRIM2, modèle de microsimulation statique mis au point par l'Urban Institute, simule les prélèvements et les transferts affectant les revenus des ménages (Giannarelli, 1992, Webb *et al.*, 1990), TRIM2 a été utilisé pour effectuer des simulations concernant les dépenses de santé et les modalités de leur prise en charge. Deux modules ont été spécialement développés à cet effet : HEALTH, qui simule la couverture maladie offerte par l'employeur, et MEDIC, qui simule les programmes publics d'assurance maladie des populations démunies ou à risque - Medicaid - ou des personnes âgées - Medicare. Ce modèle a permis d'évaluer les effets des deux principaux types de réformes évoqués pour diffuser la couverture maladie au sein de la population américaine ; étendre Medicaid ou contraindre les employeurs à assurer leurs employés ou à contribuer à un fonds public qui le fait à leur place.

- Assurance-maladie par l'intermédiaire des employeurs (module HEALTH)

Le Current Population Survey (CPS) sur lequel est basé le modèle renseigne sur l'existence d'une couverture de l'enquêté par l'intermédiaire de son employeur, et, le cas échéant, sur le type de couverture dont il bénéficie par ce biais. Les primes supportées par les employés et les employeurs ainsi que les caractéristiques de l'entreprise et de l'emploi sont obtenues par imputation statistique à partir de données complémentaires collectées auprès d'employeurs. Dans les variantes, les primes d'assurance-maladie sont estimées à partir des caractéristiques de l'entreprise, du type de contrat et des paramètres de la réforme (coassurance, franchise...) En fonction de sa situation, l'individu peut être amené à conserver son ancienne assurance, à la voir s'améliorer à hauteur de ce qui est prévu dans la réforme, ou encore à en changer si son ancienne assurance n'est plus suffisante avec les nouvelles règles (ex : ayants droit n'étant plus couverts). Ces possibilités sont représentées par un algorithme de choix relativement complexe, qui est simulé mois par mois pour tenir compte des changements d'emploi au cours d'une même année.

Ce module a servi à l'estimation de projets dits de « play-or-pay », qui ont pour objet de diffuser l'assurance-maladie au sein de la population américaine en obligeant les employeurs soit à proposer une couverture maladie minimale à leurs employés, soit à payer une taxe sur les salaires destinée à financer une couverture publique de leurs salariés (Zedlewski *et al.*, 1992). Les simulations montrent que d'un tiers à la moitié des individus bénéficieraient de l'assurance publique, en fonction des hypothèses que l'on fait sur le taux de cotisation s'appliquant aux employeurs ne fournissant pas de couverture maladie à leurs employés. La proportion d'individus couverts par l'assurance publique varie en fonction de la taille de l'entreprise, de 80% pour les entreprises de moins de 25 salariés à 40% pour les grandes entreprises (pour une taxe de 7% pour les entreprises ne proposant pas de couverture maladie). En effet, les petites entreprises versent en général des salaires moins élevés, et paient donc un volume de taxes plus faible si elles ne proposent pas de couverture maladie à leurs employés. Le modèle de simulation permet également de calculer les coûts de l'assurance-maladie par source de financement. Une réforme de type « play-or-pay » fait logiquement largement reposer le financement de l'assurance-maladie sur les employeurs, qui supportent 60% de son coût (dont un peu moins d'un tiers sous la forme de taxes sur les salaires), ce qui représente une augmentation d'un tiers de la dépense précédemment à leur charge.

- Medicare et Medicaid (module MEDIC).

Le module de simulation sur Medicaid et Medicare se divise en deux sous-modules : éligibilité et coût. Le module d'éligibilité inclut une représentation détaillée des règles de chaque état pour l'obtention de ces couvertures publiques. Parmi les individus remplissant les conditions d'éligibilité, ceux qui feront reconnaître leurs droits sont sélectionnés aléatoirement de manière à reproduire les caractéristiques des bénéficiaires observées dans les fichiers administratifs. Le module de coût affecte alors à chaque bénéficiaire la valeur assurantielle de sa couverture par Medicaid. Ces valeurs assurantielles sont estimées à partir de données de prises en charge et dépendent de l'âge, du sexe, du motif d'éligibilité, de la durée dans le programme, de l'état de résidence, et de la race.

Ce module de TRIM2 a été utilisé pour évaluer les effets des changements dans les règles d'éligibilité pour Medicaid (Holahan, Zedlewski, 1991). Ces effets dépendent des réformes simulées (jusqu'à quel revenu - exprimé en fonction du seuil de pauvreté - désire-t-on que les individus soient couverts ?) mais aussi des hypothèses comportementales retenues (tous les individus ayant droit à Medicaid feront-ils reconnaître ces droits, en particulier s'ils bénéficient déjà d'une couverture maladie assurée par leur employeur ?). Selon les hypothèses comportementales retenues, et pour une limite de revenus fixée au seuil de pauvreté, le nombre de nouveaux bénéficiaires varie de 8 à 27 millions (38 à 128%), soit un supplément de coût de 9 à 22 milliards de dollars (35 à 85%). La simulation montre donc que le coût budgétaire est moins que proportionnel au nombre de bénéficiaires, car les individus les plus pauvres (déjà couverts) sont plus consommateurs de soins. Les ordres de grandeurs obtenus indiquent cependant qu'une extension de Medicaid augmenterait significativement la charge pesant sur les états et le budget fédéral. Pour tenter de limiter cette charge, certains projets envisagent des participations financières des bénéficiaires de Medicaid les plus aisés au financement de leur couverture par cette assurance publique. Les auteurs simulent les économies que permettraient l'introduction d'une participation proportionnelle au revenu au-delà d'un seuil de revenu ou une participation proportionnelle à la valeur assurantielle de Medicaid et modulée selon le revenu. Les économies potentielles restent relativement faibles (pour des niveaux de participation raisonnables). Au final, il semble aux auteurs de l'étude qu'une extension de la couverture par Medicaid, quoique coûteuse, présenterait de nombreux avantages : atténuation de la stigmatisation dont souffrent les bénéficiaires de cette solidarité, absence d'effets d'antisélection (par rapport à ce qui se passerait dans le cas où l'extension de la couverture devrait être assurée par l'employeur), coûts unitaires modérés par rapport à d'autres types de prise en charge. Ces avantages pourraient être encore plus apparents si l'extension de Medicaid donnait à l'Etat le pouvoir d'imposer une standardisation des rémunérations des praticiens et des hôpitaux, standardisation qui inciterait à la maîtrise des coûts tout en limitant les écarts d'une médecine à deux vitesses.

Les deux modèles qui vont suivre - comme dans une certaine mesure la dernière extension du modèle précédent - n'ont pas vocation à simuler des politiques circonscrites au domaine de l'assurance-maladie. Ils s'intéressent à cette dernière uniquement dans la mesure où elle est un des vecteurs de la politique sociale des états, ou plus précisément, dans la mesure où elle contribue à corriger la distribution des revenus. Les deux modèles se distinguent a priori par la manière dont ils valorisent le bénéfice que tire un individu de la prise en charge publique du risque de maladie : le modèle australien - PHEM - retient la dépense réelle, tandis que le modèle américain - HITSM - s'intéresse plutôt à la valeur assurantielle de cette prise en charge.

4.1.2. *Public Health Expenditure Model /STINMOD (Natsem)*

STINMOD, le modèle de microsimulation statique du National Center for Social and Economic Modelling (NATSEM, Canberra) a été récemment complété pour modéliser non seulement les transferts monétaires (retraites, prestations familiales, impôts sur le revenu, soutien aux étudiants) mais aussi certaines aides en nature comme les aides au logement ou l'assurance-maladie publique (Percival et Schofield. 1995). L'extension de ce modèle à la santé a reçu le nom de Public Health Expenditure Model, et devrait servir de base à de nombreuses études du système de santé. Il simule actuellement au niveau individuel la dépense publique pour la médecine de ville, l'hôpital public et les autres institutions, la pharmacie, la santé publique et la recherche en santé.

Ayant initialement pour objet d'évaluer l'effort collectif en faveur de différents ménages, ce modèle a pour particularité de ne prendre en compte que la part remboursée des dépenses de santé. Il présente à cet égard une limitation majeure, à laquelle ses auteurs souhaitent remédier dans le futur : les dépenses de santé individuelles ne sont pas disponibles dans la base de données initiale, et ont dû être reconstituées à partir des agrégats macro-économiques courants et de règles de ventilation un peu plus anciennes de ces agrégats par âge, sexe et état. In fine, le modèle ne peut rendre compte que d'une part limitée de la variabilité des dépenses de santé prises en charge socialement. S'il ne peut donc fournir d'analyse fine des conséquences redistributives de telle ou telle modification des règles de prise en charge des soins, ce modèle a toutefois l'intérêt, par rapport à nombre d'autres modèles de microsimulation statique des revenus et des transferts, d'explicitement prendre en compte les prestations en nature (Landt, Percival, Schofield et Wilson, 1995)¹⁴.

¹⁴ Gardiner *et al.* (1995) soulignent par exemple l'importance de corriger des bénéfices en nature (notamment dans les domaines de la santé ou du logement) pour pouvoir se livrer à des comparaisons internationales

Le Public Health Expenditure Model est l'ingrédient principal de l'Income Distribution Report, rapport annuel sur les revenus, qui est une des productions phares du NATSEM.

4.1.3. Household Income and Tax Simulation Model (Lewin-Icf)

HITSM, Household Income and Tax Simulation Model, a été développé par Lewin-Icf pour étudier comment les évolutions de l'emploi, des aides publiques et des prélèvements modifient dans le temps la distribution des revenus disponibles (ICF, 1988). La population de base du modèle est l'échantillon du Current Population Survey, repondéré afin de refléter les projections de la structure de la population et des prestations.

Après avoir déterminé les droits de chaque individu aux programmes Medicaid et Medicare, le modèle attribue aux bénéficiaires de ces programmes un revenu supplémentaire, correspondant à la valeur de ces aides en nature pour l'individu considéré. Cette valeur est égale au coût moyen du programme pour un individu de même âge, borné par les dépenses médicales observées chez des individus de caractéristiques semblables mais de revenus augmentés du coût de l'aide en nature. De cette manière, le modèle ne sur-estime pas la valeur des aides en nature lorsque celles-ci ne correspondent pas à une dépense qu'effectueraient les ménages s'ils avaient la liberté d'affecter librement le supplément de revenu équivalent à l'aide en nature qui leur est octroyée.

4.2. Modèles dynamiques

De nombreux modèles dynamiques - ou plus exactement de nombreuses microsimulations portant sur l'ensemble du cycle de vie - simulent la survenue d'une incapacité¹⁵. Celle-ci s'inscrit rarement dans le cadre d'une étude approfondie du système de santé (sauf dans LIFEMOD, Cf. infra). Elle a en général uniquement vocation à permettre la simulation de pensions d'invalidité, mais est parfois également prise en compte plus en amont (par exemple pour l'estimation du niveau de formation atteint).

4.2.1. LIFEMOD (LSE)

LIFEMOD simule à la fois la santé et l'incapacité (Falkingham et Lessof, 1991 ; Hills et Lessof, 1993 ; Propper et Upward, 1993). S'agissant de la seconde, bornons-nous à signaler qu'elle est modélisée par l'intermédiaire de trois probabilités : celle de devenir handicapé, celle de recevoir une prestation liée à l'invalidité, et celle de recevoir une prestation liée à l'invalidité sévère.

Le module de santé assigne à chaque individu un état de santé et une dépense de santé. La morbidité est supposée dépendre de certaines variables déterminées antérieurement dans le modèle, à savoir l'âge, le statut matrimonial, le nombre et l'âge des enfants, l'emploi, le revenu, la classe sociale et la formation. Deux mesures de morbidité sont utilisées : la morbidité chronique et la morbidité aiguë. Chacune de ces deux mesures est estimée séparément pour les hommes et les femmes. Des estimations avec un nombre réduit de déterminants ont également été effectuées pour les enfants. Le déterminant le plus important de la morbidité aiguë est la morbidité chronique. Dans LIFEMOD, la morbidité aiguë de la période t est donc déterminée à partir de la morbidité chronique de la date $t-1$. Pour introduire un peu de persistance dans la morbidité chronique, le terme d'erreur des équations estimées a été remplacé par un AR(1). Les dépenses de santé sont déduites de la morbidité : seule la probabilité de consommer est estimée, les dépenses observées en cas de

pertinentes de distributions de revenus. Ils préconisent de calculer des revenus après paiement des dépenses médicales pour comparer les niveaux de vie des individus (en faisant l'hypothèse forte qu'il n'y a pas de différence de qualité entre les prises en charge médicales dont bénéficient différents individus), ou des revenus totaux (incluant la dépense publique en santé, ou sa valeur actuarielle pour le type d'individu concerné) pour évaluer la redistributivité d'un système de protection sociale.

¹⁵ On peut citer par exemple le modèle HARDING (Harding, 1993), DYNAMOD (Antcliff, Bracher, Gruskin, Hardin, Kapuscinski, 1996), MOSART (Andreassen, Fredriksen, Ljones, 1993), PRISM, qui simule aussi la couverture maladie des retraités (Kennell, Shiels, 1990), DYNASIM (Zedlewski, 1990), LFTCM (OASPE, 1992)... Ces deux derniers modèles ont notamment été utilisés pour des études de la dépendance des personnes âgées. Un autre survey sur les modèles de microsimulation sera consacré à ce thème.

consommation étant allouées de manière forfaitaire (selon l'âge et le sexe). Cette probabilité est estimée séparément par âge (4 groupes) et sexe.

4.2.2. NEDYMAS (*Netherlands Dynamic Micro-Analytic Simulation model*)

Le modèle néerlandais NEDYMAS est également un modèle dynamique (Nelissen, 1996). A l'inverse de LIFEMOD (qui modélise une cohorte), NEDYMAS est basé sur la population du recensement de 1947 et décrit chaque individu à l'aide de plus de 350 caractéristiques. Il modélise les événements familiaux, l'activité, les prestations liées à la Sécurité sociale et les consommations médicales, mais, semble-t-il, n'a pas encore été utilisé pour effectuer des études portant exclusivement sur ces dernières.

Le modèle calcule d'abord les contributions financières des individus à différentes couvertures en cas de maladie. La principale est l'assurance publique ZFW, destinée aux individus dont le revenu est en-dessous d'un seuil (et qui est obligatoire pour certaines catégories d'entre eux). Lorsqu'il est possible, le choix de souscrire ou non au ZFW est déterminé aléatoirement dans NEDYMAS. Les individus ayant un revenu supérieur s'adressent à des assurances privées, représentées dans le modèle sous la forme d'une même police standard. Enfin, le modèle simule également l'assurance des fonctionnaires (DGVP/IZA/IZR ou KPZ). et l'AWBZ, qui couvre les soins longs et coûteux de tous les résidents moyennant une contribution dépendant du revenu.

La modélisation des différentes consommations médicales (réparties en 12 catégories) s'appuie largement sur des travaux académiques hollandais. Pour la médecine de ville, la simulation s'inspire du modèle structurel de Van de Ven et Van der Gaag (1982), dans lequel la santé (traitée comme une variable latente), les revenus, la couverture assurantielle et la demande de soins sont déterminées simultanément. Le temps requis pour une consultation ainsi que la distance à l'hôpital sont tirés aléatoirement dans une loi log-normale et interviennent dans les décisions de consommations. Les consommations sont estimées en volume puis converties en valeur à l'aide de prix moyens. Pour l'hôpital, NEDYMAS s'inspire des résultats de Van der Laan (1988) pour estimer la probabilité de recours, puis la moyenne et la dispersion des dépenses en cas de recours.

Les contributions au financement du système de soins ainsi que les consommations médicales sont donc simulées, et non tirées de fichiers administratifs ou d'enquêtes. La comparaison des montants simulés année après année à partir de données de 1947 et des agrégats observés actuellement constitue donc un bon test de validation du modèle : les dépenses de santé totales sont très correctement prédites par le modèle (à l'exception de celles qui concernent l'hôpital), et il en est de même pour les contributions aux différents régimes d'assurance-maladie

NEDYMAS a été utilisé pour comparer au niveau micro-économique les contributions au financement de la santé et les prestations reçues : alors qu'une analyse en coupe indique que le système de santé est légèrement redistributif, un bilan sur cycle de vie amène à conclure à un effet plutôt régressif.

5. LES SOINS COMME INPUT DANS LA PRODUCTION DE SANTE

Bien qu'une modélisation globale et cohérente de la santé, des soins et de leurs déterminants puisse être considérée comme l'objectif ultime des modèles de microsimulation, un tel projet est loin d'être facile à réaliser. En effet, ni la santé, ni les soins, ni a fortiori les interactions entre les uns et les autres ne se laissent résumer par une variable ou un paramètre. Si l'on désire introduire des liens entre santé et soins qui soient susceptibles de refléter des mécanismes causatifs, il apparaît alors indispensable de raisonner pathologie par pathologie. Ceci nécessite des données très détaillées, et une information précise sur ce qui peut expliquer la survenue d'une maladie, ainsi que sur ses différents traitements possibles et leurs résultats. Si de nombreux modèles de microsimulation existent dans le domaine médical (paragraphe 5.1), ils n'incluent que rarement un bloc « soins », et encore plus rarement une valorisation économique des coûts des différents traitements. Le corollaire de ce qui précède est que les deux modèles simulant dans un cadre cohérent soins et santé qui vont être évoqués ici (paragraphe 5.2) sont extrêmement complexes... et inachevés. Ils traitent uniquement de

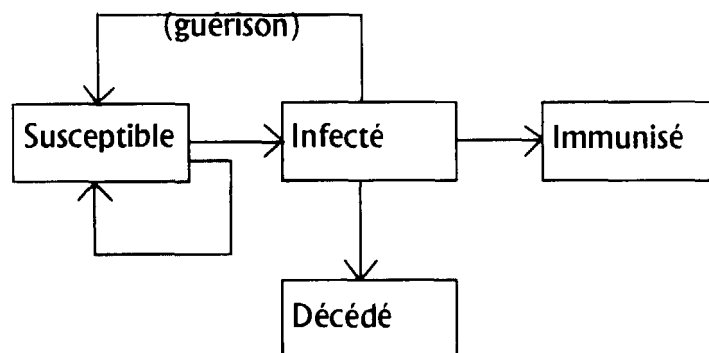
certaines pathologies (et fournissent d'ailleurs des résultats très intéressants sur ces dernières), mais évidemment pas de toutes, bien que ceci soit leur but ultime.

5.1. Les principaux modèles utilisés pour la simulation en épidémiologie.

Les modèles de simulation utilisés en épidémiologie varient selon la pathologie considérée. S'agissant de maladies transmissibles, c'est évidemment la modélisation de la contagion qui est centrale. Pour les maladies non contagieuses ou chroniques, l'accent est mis sur l'influence de facteurs de risque sur la survenue de la maladie. Enfin, pour les maladies génétiques, la simulation d'arbres généalogiques permet d'évaluer l'extension probable de la maladie. Rappelons que - dans cette partie du survey en particulier - les travaux mentionnés ne doivent être considérés que comme des exemples tirés d'une littérature très riche qu'ils n'ont pas vocation à résumer¹⁶.

5.1.1. Les modèles « Susceptible-Infected-Recovered » pour les maladies contagieuses

La transmission des maladies contagieuses est en général simulée à l'aide de modèles à états (chaînes de Markov), schématisés ci dessous¹⁷. Chaque individu peut soit être sain (mais potentiellement sensible à la maladie), soit être atteint de la maladie (auquel cas il est contagieux), soit être guéri et immunisé, soit être guéri sans être pour autant immunisé, soit enfin être mort. La diffusion de la maladie est simulée jour après jour, et la probabilité d'être infecté dépend du nombre de cas déjà déclarés. Ce modèle de base connaît bien sûr de nombreuses variantes, qui se distinguent notamment par les règles de transitions entre les états¹⁸. Ces modèles ont été utilisés pour des maladies à durée limitée ou non (poliomyélite, sida, malaria, grippe, parasites...).



Ce type de modèle est particulièrement bien adapté à l'étude des épidémies de grippe dans des habitats collectifs. En particulier, l'organisation spatiale et le fonctionnement des maisons de retraite facilitent l'estimation du nombre de contacts de chaque pensionnaire avec les autres, et donc le calcul des probabilités de contagion. Un tel modèle peut ensuite être utilisé pour évaluer l'efficacité directe et indirecte de vaccins contre la grippe : non seulement les premiers cas de grippe sont moins susceptibles d'apparaître, mais la diffusion du virus est également plus limitée. Le modèle montre d'ailleurs qu'un vaccin ayant une efficacité assez limitée au niveau individuel (par exemple ne protégeant la personne qu'avec une probabilité égale à 0.5) peut néanmoins avoir un impact macro-économique très important en freinant la diffusion de l'épidémie.

Ce type de modélisation a également été utilisé pour simuler la propagation du virus HIV. Davidson *et al.* (1996) notamment ont mis au point un modèle très complet, simulant à la fois les habitudes de consommation d'héroïne par voie intraveineuse d'une population de drogués ainsi que les différents types de réseaux dans

¹⁶ En particulier, il faut signaler ici que les modèles qui vont être présentés sont plus répandus sous des formes solubles analytiquement que sous des formes nécessitant une résolution par simulation.

¹⁷ Les modèles peuvent également être formulés en temps continu. Mais dans une optique de microsimulation, les modèles en temps discret apparaissent sans doute mieux adaptés.

¹⁸ Parmi les plus connus, citons les modèles de Greenwood ou de Reed-Frost (Cf. Anderson et May, 1991 ou Norman et Bayley, 1975, pour une description des modèles S. I. R.).

plus fréquemment les recours aux soins (et leurs effets sur la santé). La simulation des interactions entre santé et soins explique d'ailleurs que ces modèles soient dynamiques.

5.2.1 *CORSIM (Cornell University)*

Ce modèle simule le comportement de 100 000 personnes (ainsi que les liens entre individus) à partir de 800 équations et 7 500 paramètres (Caldwell, 1993). Les données utilisées proviennent d'une quinzaine d'enquêtes nationales. Le module santé du modèle contient 4 facteurs de risque (tabagie, alcoolisme, diabète et consommation de sucre), et a pour ambition de relier soins et santé. Les interactions entre soins et santé sont modélisées de façon récursive : les facteurs socio-économiques et les facteurs de risques de l'année t déterminent ceux de l'année $t+1$, qui, combinés aux prix de l'année t produisent les prix de l'année $t+1$ (primes d'assurance, ...). L'utilisation de biens et services médicaux de l'année $t+1$ est à son tour obtenue à partir de l'utilisation de l'année t , des prix, des déterminants socio-économiques et des facteurs de risque. Enfin, la santé de l'année $t+1$ dépend de la santé de l'année t , de l'utilisation des services de soins de l'année $t+1$ ainsi que facteurs de risques et des déterminants socio-démographiques de cette année-là.

Ce modèle a été notamment appliqué au domaine dentaire, avec l'objectif d'aboutir à une description précise de la santé bucco-dentaire, telle qu'elle résulte de l'interaction de processus sociaux, économiques et médicaux.

5.2.2 *POHEM : des comptes nationaux pour la santé (Statistics Canada)*

POHEM se distingue des modèles précédents en ce qu'il a été à l'origine conçu comme un élément central d'un système de statistiques de la santé. Partant du constat que les données sur le système de santé sont très parcellaires, et trop médicales, et que l'output du système de soins est mal mesuré, les concepteurs de POHEM ont souhaité créer un outil permettant de mettre en cohérence les informations disponibles (et notamment de les valider par recoupement) et de mieux représenter les relations entre la santé, les soins et leurs déterminants respectifs. Le rôle assigné à POHEM peut donc être comparé à celui des comptes nationaux en macro-économie (Wolfson, 1991 et 1994).

Concrètement, POHEM modélise une cohorte de paires hommes-femmes en régime permanent. POHEM simule notamment les modifications de la situation familiale, la situation sur le marché du travail. L'évolution de quelques facteurs de risque, comme la tabagie, l'obésité, l'hypertension ou le cholestérol. Ces quatre facteurs sont modélisés simultanément, suivant la distribution jointe de ces facteurs de risque dans des sous-populations définies par le sexe et l'âge. Ces facteurs de risque sont ensuite combinés aux déterminants socio-économiques et à des données environnementales pour simuler la survenue de certaines maladies, comme les accidents coronariens, les maladies cardiaques, le cancer du poumon, le cancer du sein, la démence... Toutes ces simulations sont effectuées en temps continu : le modèle n'impose donc pas d'ordre dans la réalisation des événements.

Les analyses menées avec POHEM sont très diverses. Le modèle permet d'évaluer la fréquence et la durée de certaines maladies. Dans le cas du cancer du poumon par exemple, trois modélisations différentes de la survenue de la maladie ont été utilisées à cet effet. La plus complète distingue incidence et caractère fatal, et fait dépendre les probabilités de facteurs de risque. Les prévisions sur l'espérance de vie et l'âge du décès par cancer du poumon sont à peu près similaires dans les trois cas. En revanche, incidence et caractère fatal divergent ce qui semble indiquer une incohérence des données. POHEM permet aussi d'étudier les comorbidités. Le modèle permet également de calculer des espérances de vie après suppression de certaines causes de décès (ou des espérances de vie sans incapacités). Par exemple, supprimer la tabagie augmenterait de deux tiers d'année l'espérance de vie de la population, de deux ans l'espérance de vie des fumeuses, et d'un an celle des fumeurs. Le modèle montre également que la mortalité due au tabac est responsable d'un cinquième de la mortalité différentielle selon l'éducation.

POHEM peut facilement prendre en compte des soins de santé et des coûts unitaires correspondants. Dans le cas du cancer du poumon par exemple, il fournit des estimations de coût par année de vie gagnée. À terme, le modèle devrait donc fournir une description de l'état de santé des individus et permettre de mieux gérer la répartition des ressources consacrées à l'amélioration de cet état de santé.

Enfin, mentionnons deux projets de microsimulation. encore plus ambitieux, mais qui n'ont pas été menés à leur terme. Le premier, allemand, devait estimer à la fois l'influence de déterminants socio-économiques sur la santé et les soins, mais également l'influence en retour de la santé sur ces déterminants ; le second projet, américain, envisageait de modéliser à la fois la demande et l'offre de soins :

- La R.F.A. avait lancé un projet de microsimulation des soins de santé de la population allemande, basé sur une enquête réalisée auprès de 40000 ménages en 1970 (Brennecke, 1991). Ce projet s'inscrivait dans un programme de recherche des universités de Frankfurt et Mannheim. qui prévoyait l'élaboration de modèles de microsimulation dans différents domaines. Cette simulation devait modéliser les comportements micro-économiques de demande de soins en fonction de nombreuses variables individuelles (assurance, emploi, éducation, revenus, âge, sexe...), mais plus largement, devait prendre en compte de nombreuses corrélations entre ces variables. Par exemple, l'état de santé devait déterminer la capacité à travailler. Les dépenses de santé auraient alors été déterminées à partir du schéma suivant : à partir des simulations des caractéristiques socio-démographiques, le statut de l'individu vis-à-vis de l'assurance est déterminé par référence au schéma institutionnel allemand. Puis la probabilité d'aller voir au moins une fois un docteur pendant la période, ainsi que la dépense le cas échéant, sont calculées en fonction de caractéristiques socio-démographiques et des pathologies déclarées par l'individu lors de l'enquête et du système d'assurance dont il relève. A terme, une "matrice de dépenses" de soins de santé devait permettre de déduire de données individuelles (sur la pathologie, l'âge, le sexe et la fréquence passée des recours au médecin...) un traitement individuel moyen et la dépense associée. Une fois achevé, ce projet devait donc permettre de calculer avec précision les évolutions des dépenses agrégées de santé, que les modèles macro-économiques antérieurs se sont révélés incapables d'expliquer. Malheureusement, les coûts de construction de ce modèle en temps humain se sont avérés extrêmement élevés. De plus, la réunification allemande a rendu caduque une grande part du travail déjà effectué. Aussi le projet a-t-il été abandonné.
- Bien qu'il ne s'agisse pas à proprement parler d'un modèle de microsimulation - dans la mesure où il ne modélise pas séparément chaque individu mais regroupe tous ceux qui ont les mêmes caractéristiques²⁰ - le projet financé par la Health Resources Administration mérite d'être cité (Yett et al., 1980). Ce modèle, qui n'a jamais dépassé le stade du prototype devait décrire à la fois l'offre et la demande de soins. Des modules démographiques auraient effectué des projections de la population des consommateurs et de celle des praticiens. Le modèle aurait déterminé les prix et les recours au médecin et à l'hôpital, ainsi que l'offre de personnel non médical.

CONCLUSION

L'objet de cette section était de donner un aperçu de la diversité des modèles de microsimulation utilisés pour la description et l'évaluation des systèmes de santé : modèles théoriques montrant les possibles dysfonctionnements du système de soins et leurs éventuels remèdes, modèles de barème permettant de simuler finement des réformes et d'avoir une première estimation de leurs coûts budgétaire et social, modèles plus généraux replaçant les prestations d'assurance-maladie dans le cadre plus général des politiques de redistribution, modèles épidémiologiques et extensions de ces modèles simulant à la fois la santé, les soins et leurs interactions...

Cette diversité résulte dans une large mesure de la complexité du domaine étudié. Le système de santé fait en effet intervenir de nombreux acteurs, côté demande comme côté offre, pour le financement comme pour la production des soins. Et l'analyse économique des comportements de ces acteurs est rendue particulièrement complexe par la présence d'asymétries d'information, comme par le fait que les soins n'ont qu'une valeur instrumentale vis-à-vis de la santé. En même temps, la spécificité du bien « santé » fait qu'il apparaît nécessaire de considérer non seulement l'efficacité mais aussi les répercussions en termes d'équité des réformes envisagées. Tous ces éléments concourent à faire de l'étude globale du système de santé une tâche quasi impossible. La plupart des modèles s'appuient donc sur une description partielle et simplifiée de la réalité, adaptée aux objectifs de leurs concepteurs ou de leurs utilisateurs présumés. Malgré ces limites les

²⁰ Selon Citro et Hanushek (1991), ce type de modèle (« cell-based »), basé sur des tableaux de contingence et souvent lié à des modèles macro-économiques, a joué un grand rôle dans l'élaboration des politiques économiques.

modèles présentés produisent des conclusions dignes d'intérêt, comme tentent de le suggérer les études évoquées dans ce survey. D'abord, les conclusions obtenues sous les hypothèses simplificatrices retenues dans les modèles apparaissent souvent suffisamment fortes pour pouvoir être supposées robustes à l'introduction d'effets de second ordre. Ensuite, la richesse des données utilisées associée à la complexité des interactions modélisées peuvent aboutir à des résultats suffisamment inattendus pour qu'ils justifient la construction de modèles de cette ampleur. Enfin et surtout, le recours à des méthodes de micro-simulation permet de mettre en évidence le coût social des mesures envisagées, qui, en particulier dans le domaine de la santé, paraît indispensable à prendre en compte.

DEUXIEME SECTION

MODELES DE MICROSIMULATION (2) : APPLICATIONS A LA DEPENDANCE

Pascale BREUIL-GENIER

Comme leur nom l'indique, les modèles de microsimulations reposent sur la simulation de comportements au niveau micro-économique. L'usage de ces méthodes permet donc à la fois d'obtenir des résultats en termes de dispersion et d'estimer finement l'impact macro-économique de modifications dans la structure de la population étudiée. Même si, dans le domaine de la dépendance, ces méthodes (comme d'autres d'ailleurs) souffrent du manque de données disponibles, la complexité des interactions qu'elles permettent de modéliser conduit à des résultats suffisamment élaborés pour justifier leur usage. Elles permettent en effet de préciser ce que pourrait la résultante d'un grand nombre d'évolutions aux interactions complexes : vieillissement, recul de la fécondité, augmentation de l'espérance de vie en couple, changements sur le marché du travail et donc évolution des droits à retraite...

Bien qu'ils aient quelques traits communs - comme le fait d'être en général dynamiques - les modèles de microsimulation appliqués à l'analyse de la dépendance sont aussi variés que les objectifs de leurs auteurs. Citons trois types de modèles (seuls les deux derniers seront détaillés par la suite) :

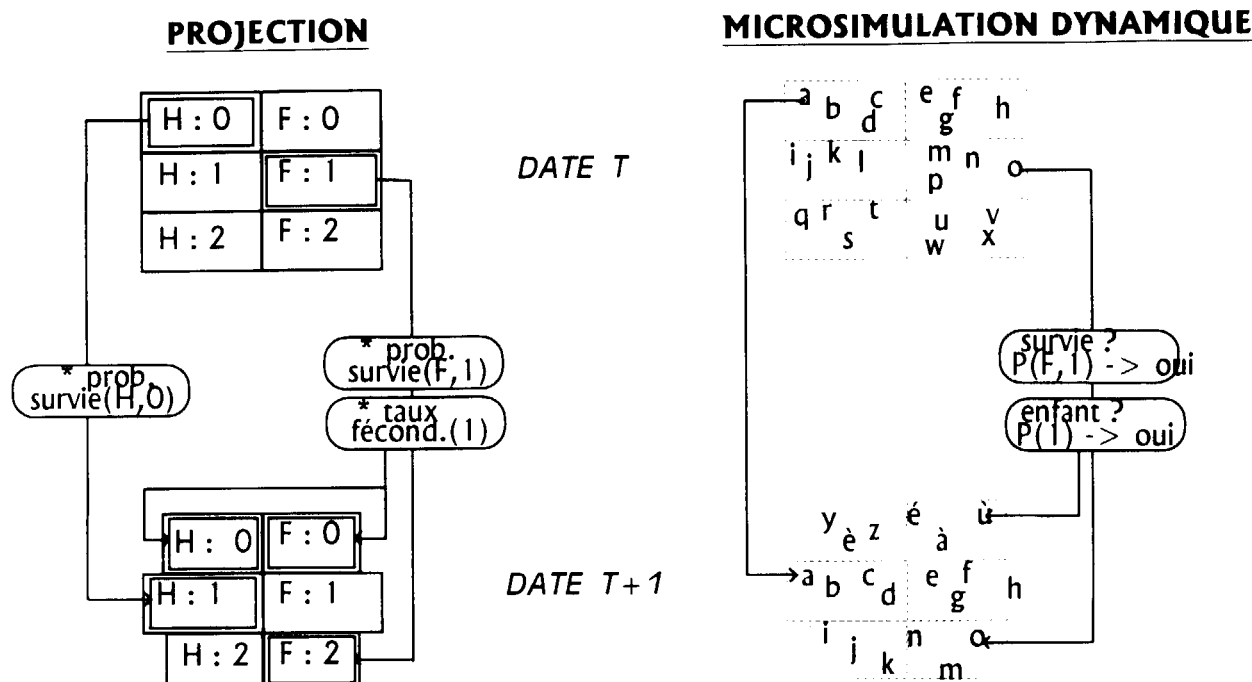
- *Les modèles épidémiologiques.* Ces modèles projettent l'évolution du nombre de personnes atteintes d'une pathologie particulière (en fonction de l'évolution des déterminants de cette pathologie). Ils permettent aussi d'évaluer l'impact de nouveaux traitements préventifs ou curatifs ou de calculer des espérances de vie sous diverses hypothèses. Des travaux de ce type sont effectués par exemple à l'Université de Minneapolis (C. Boulton, M. Altmann), de Duke (K. G. Manton) ou de Yale (R. M. Suzman), et également au Canada (M. Wolfson). Des modèles épidémiologiques peuvent également être utilisés pour prévoir l'évolution des dépenses publiques. Manton (1993) par exemple a estimé l'effet de la démence sur les dépenses de Medicaid et de Medicare.
- *Les modèles démographiques ou socio-démographiques.* Ces modèles sont centrés sur l'influence des caractéristiques socio-économiques des individus sur leurs besoins et leurs ressources futurs. Dans le cas français, la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse se base sur une projection des revenus pour simuler l'évolution future de l'allocation dépendance. Certains travaux réalisés à l'Université de Minneapolis (M. Altmann et B. Phillips), ainsi qu'au NIDI à la Haye (W. Post et E. van Imhoff) simulent l'évolution des structures familiales, et donc du 'réservoir potentiel d'aide informelle' dont pourront bénéficier les personnes âgées dépendantes.
- *Modélisations de la prise en charge de la dépendance et de son financement.* Ces modèles comparent dans le long terme différents modes d'organisation et de financement de la prise en charge de la dépendance (impliquant à la fois la famille, le secteur privé et l'état). On peut citer les travaux de l'Urban Institute (S. Zedlewski *et al.*), de Brookings-ICF (J. Wiener), ou de London Economics.

Après avoir souligné l'intérêt de méthodes de microsimulation pour l'analyse de politiques sociales, nous décrirons brièvement quelques modèles existants, et, à travers ce rapide panorama, nous serons amenés à évoquer les problèmes actuellement posés en matière de gestion du risque de dépendance (et à l'occasion quelques solutions qui ont pu être envisagées). Ce survey, plus bref que celui de la section précédente, éclairera quelques uns de choix retenus pour l'introduction d'un bloc dépendance dans le modèle de microsimulation DESTINIE, présenté dans la section suivante du rapport.

1. PROJECTIONS DEMOGRAPHIQUES OU MICROSIMULATIONS ?

Pour estimer les besoins d'aides futurs des personnes âgées, ou tout du moins, dans un premier temps l'évolution du nombre de personnes âgées dépendantes, il est naturel de songer à des méthodes de projections démographiques. Ces méthodes reposent sur une partition de la population en différentes catégories, définies en général notamment par le sexe et l'âge (Dinh, 1994). Pour faire vieillir la population, on applique aux effectifs de chaque catégorie des probabilités de réalisations de divers événements. A l'inverse, les méthodes de microsimulation procèdent - comme leur nom l'indique - individu par individu. La réalisation d'un événement concernant un individu donné est simulé par un processus de Monte-Carlo : la probabilité de réalisation de cet événement est comparée à un nombre aléatoire tiré d'une loi uniforme [0 ; 1]. Selon les valeurs relatives de ces deux nombres, l'événement est supposé se réaliser ou non.

Figure 1 : Représentation schématique des méthodes de projection et de microsimulation dynamique



Sur l'exemple simple qui est figuré sur le schéma ci-dessus, les méthodes de microsimulation et de projection sont équivalentes : elles conduisent à des prévisions de la structure de la population par âge et sexe identiques²¹. Toutefois, la représentation adoptée suggère déjà plusieurs avantages des microsimulations :

- les liens familiaux peuvent être gardés en mémoire (sur le schéma par exemple, on note que mademoiselle 'ù' est la fille de madame 'o'),
- les individus peuvent être suivis d'une période à l'autre et on peut donc reconstituer des carrières,
- en liaison avec le point précédent, il est plus facile de conditionner la survenue d'un événement à la réalisation d'événements passés (par exemple probabilité d'avoir un *deuxième* enfant, ou probabilité d'avoir un deuxième enfant connaissant la durée écoulée depuis la naissance du premier). Plus largement, les microsimulations se prêtent mieux à la prise en compte de caractéristiques continues.

Avant de décrire les avantages comparés des méthodes de projection et de microsimulation pour traiter des problématiques plus complexes, mentionnons une limite commune à ces deux méthodes : celle imposée par le manque de données transversales, mais surtout longitudinales.

1.1. Des contraintes de données communes aux deux méthodes

1.1.1. La structure de la population initiale

Pour appliquer une méthode de projection à l'évaluation du nombre futur de personnes âgées dépendantes, il faudrait en premier lieu disposer d'une répartition de la population française par sexe, âge et niveau de dépendance. Or si le recensement (sur lequel sont calées les projections démographiques françaises) fournit des informations précises sur l'effectif et la répartition de la population par sexe et âge, il ne renseigne pas sur le niveau de dépendance. Une solution consiste alors à se baser sur une enquête, non exhaustive, et de taille souvent trop faible pour que l'ensemble des configurations possibles des caractéristiques individuelles soient largement représentées. Ce type de données est mieux adapté à une approche micro-économique et fournit donc un argument en la faveur des méthodes de microsimulation.

²¹ La seule différence provient de l'aléa lié à l'usage de méthodes aléatoires (Monte-Carlo) dans le cas de la microsimulation. Une multiplication des simulations permet de rendre cet aléa aussi petit que souhaité.

1.1.2. Le vieillissement dynamique

En second lieu, les deux méthodes reposent sur la connaissance de probabilités de réalisation des événements modélisés en fonction de caractéristiques individuelles. Or peu de données sont disponibles sur les transitions vers la dépendance. Ce problème peut être contourné au prix d'une modification des méthodes, consistant à traiter différemment les événements démographiques et la dépendance. Dans un premier temps, la méthode de base (microsimulation ou projection) est conservée pour prédire l'évolution de la population par âge et sexe, et dans un second temps, des taux de prévalence de la dépendance (par sexe et âge) sont utilisés pour estimer la population par sexe, âge et dépendance. Le recours à des prévalences, obtenues à partir d'enquêtes transversales, permet donc de pallier le manque d'informations sur la dynamique de la dépendance. C'est en général cette approche qui est utilisée - en France notamment - pour établir des prévisions du nombre de personnes âgées dépendantes. Elle a notamment été mise en oeuvre dans cette optique par la CNAV (1994) (Cf. *infra*) et par Nonier et Lebeaupin (1996). Dans cette dernière étude, les projections démographiques de l'Insee ont servi de base à la prévision du nombre de personnes âgées lourdement dépendantes²² jusqu'en 2020. Au vu des résultats français sur les évolutions comparées de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité (Cf. *infra*), trois hypothèses d'évolution des prévalences par âge ont été simulées : diminution des taux, constance de ces taux, ainsi qu'une hypothèse intermédiaire. L'hypothèse optimiste se traduit dans la modélisation par un glissement des taux de prévalence par âge de 2 ans tous les dix ans pour les moins de 75 ans et de un an tous les dix ans pour les plus âgés²³. Le nombre de personnes âgées lourdement dépendantes en 2020 varie alors de 762 000 à 1 185 000 selon l'hypothèse retenue, soit une hausse de 14 à 78% par rapport à l'effectif estimé en 1990 (666 765 personnes).

1.2. Seule la microsimulation se généralise à la prise en compte d'un nombre important de caractéristiques individuelles

Certes, pour l'application qui vient d'être décrite (i.e. la projection du nombre de personnes âgées dépendantes), les méthodes de microsimulation et de projection sont sinon équivalentes, du moins également valides. Mais ce n'est plus le cas si l'on s'intéresse à des évolutions plus complexes :

- Par exemple, le phénomène étudié peut apparaître assez lié à un facteur dont on suppose qu'il va connaître une évolution marquée dans le futur. Il est alors naturel de souhaiter contrôler l'évolution du phénomène étudié par celle de ce facteur. Ainsi, si, comme de nombreux travaux tendent à le montrer, la dépendance apparaît très liée au statut matrimonial, et si l'on anticipe au vu des évolutions actuelles que la durée de vie en couple va s'allonger, alors il semble intéressant de disposer d'une projection de la population à la fois par sexe, âge et statut matrimonial. Par exemple, Jenkins, Carrière, Légaré (1995) estiment les besoins futurs d'aide à domicile et de places en institution sur la base d'une telle projection²⁴. Ils montrent qu'un modèle ne tenant pas compte du statut matrimonial sur-estimerait les besoins futurs liés à la dépendance²⁵.

²² La dépendance lourde est définie ici comme le confinement au lit ou au fauteuil ou le besoin d'une aide pour la toilette et l'habillage. Les taux de prévalence par âge sont issus de l'enquête Santé 1991-92 de l'Insee et de l'Enquête auprès des établissements d'hébergement pour personnes âgées du Sesi (EHPA90).

²³ Si l'on note $T(x,t)$ le taux de prévalence de la dépendance à l'âge x et à la date t , on a alors $T(x,t+10)=T(x-2,t)$ pour les moins de 75 ans, et $T(x,t+10)=T(x-1,t)$ pour les 75 ans et plus.

²⁴ A partir des projections de population effectuées pour le Québec, et moyennant une hypothèse de prolongation des tendances actuelles en matière d'évolution de la vie en couple (par sexe et âge), Jenkins, Carrière, Légaré (1995) estiment les effectifs de la population par sexe, tranche d'âge quinquennal et statut matrimonial, de 1991 à 2041. Les lieux de vie (domicile / institution) puis les besoins d'aides des individus vivant à domicile sont ensuite prédits à l'aide de probabilités variant selon l'âge, le sexe et le statut matrimonial.

²⁵ Un autre exemple de projection démographique utilisée pour l'étude de la dépendance est LIPRO. L'originalité de LIPRO est d'être un modèle centré sur les ménages (van Imhoff, Hogen, Wolf, 1991). Différentes positions au sein du ménage sont définies, entre lesquelles des transitions sont modélisées (à l'aide de probabilités obtenues sur un panel). Le modèle simule donc la position de chaque individu dans un ménage, sans indiquer quels sont les autres individus qui font partie du ménage. Ce modèle a été utilisé pour prévoir la demande de places en institutions pour personnes âgées (sous l'hypothèse que les taux d'institutionnalisation à caractéristiques données sont inchangés).

- L'intérêt de tenir compte de l'évolution de certains facteurs est encore plus grand lorsque ces derniers ont des effets que l'on pourrait qualifier de « cumulatifs ». Grignon et Pennec (1996) donnent une présentation très claire de ces effets dans leur travail sur dépendance et réservoir potentiel d'aide familiale :

« 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 classe sociale : le risque d'incapacité d'un ancien ouvrier est nettement supérieur à celui d'un ancien cadre, à âge égal, mais les compositions du réseau de descendance de ces deux classes 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. 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'endogamie 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 » (Grignon et Pennec, 1996)

Traiter ces effets cumulatifs revient en fait à prendre correctement en compte les corrélations qui peuvent exister entre les différentes grandeurs étudiées (la fécondité et l'incapacité dans l'exemple ci-dessus). Donnons-en une autre illustration : pour simuler l'évolution de la prestation autonomie, il est souhaitable de tenir compte du lien qui est observé entre revenu et dépendance. En effet, si l'on néglige le fait que les personnes âgées de bas revenu sont plus susceptibles d'être dépendantes, on est amené à sous-estimer le coût futur d'une prestation sous conditions de ressources comme la prestation autonomie.

Les arguments précédents - contrôle des facteurs susceptibles de modifier les évolutions futures et gestion des interdépendances entre les variables - conduisent à multiplier le nombre de caractéristiques que l'on souhaite prendre en considération (revenus, éducation, type de logement...). Les méthodes de projections traditionnelles atteignent alors leurs limites. En effet, les appliquer conduirait à multiplier le nombre de catégories de populations à distinguer, et amènerait donc à gérer de très grandes matrices. De plus, à l'inverse des approches par microsimulation, les méthodes de projection se prêtent mal à la prise en compte de caractéristiques continues, tel le revenu. Enfin, l'application de ces méthodes nécessite de connaître la distribution jointe des facteurs étudiés dans la population : nous avons vu qu'une approche par microsimulation, basée sur des données individuelles, permet de contourner ce problème. Toutefois, la multiplication du nombre de facteurs à prendre en compte est limitée par la nécessité de connaître, dans l'idéal, les probabilités de réalisation des différents événements simulés en fonction de l'ensemble de ces facteurs.

2. LES MODELES DEMOGRAPHIQUES OU SOCIO-DEMOGRAPHIQUES

2.1. Le réservoir potentiel d'aide familiale

Certains travaux réalisés à l'Université de Minneapolis (M. Altmann et B. Phillips), ainsi qu'au NIDI à la Haye (W. Post et E. van Imhoff) ou à l'INED (M. Grignon et S. Pennec) simulent l'évolution des structures familiales, et donc du 'réservoir potentiel d'aide informelle' dont pourront bénéficier les personnes âgées dépendantes.

2.1.1. Modèles purement démographiques

Les modèles purement démographiques ont pour objectif premier de prédire l'évolution des structures familiales. Ils n'ont donc en général pas été développés spécifiquement pour étudier l'aide informelle dont pourront bénéficier les personnes âgées dépendantes. Toutefois, plusieurs d'entre eux ont donné lieu à des études portant sur ce thème. En effet, bien que ne simulant pas la dépendance, ces modèles peuvent être utilisés pour prédire le nombre de proches dans l'entourage d'une personne âgée dépendante. Mais ceci requiert de faire l'hypothèse (restrictive comme l'indique la partie précédente) que l'entrée en dépendance peut être considérée comme indépendante des autres événements simulés, et notamment en l'occurrence de la structure familiale.

Le modèle de B. Phillips et M. Altmann (Université de Minneapolis) se base sur une cohorte fictive, et ne simule que les liens démographiques (Phillips, 1992). Son intérêt se situe essentiellement sur le plan méthodologique : d'une part, il tire partie d'un logiciel de microsimulation développé à l'Université de

Minneapolis, et d'autre part, il retient une représentation informatique intéressante de la descendance. En effet, à chaque individu n'est associé que son enfant le plus âgé : les autres peuvent être retrouvés de proche en proche à l'aide d'un pointeur désignant, pour chaque individu, son frère ou sa soeur immédiatement plus jeune. Ce modèle permet par exemple de montrer que l'évolution de la mortalité ne paraît n'avoir qu'une incidence limitée sur le nombre d'enfants survivants.

KINSIM, développé au NIDI, est également un modèle purement démographique, sans modélisation de la dépendance (van Imhoff et Post, 1996). En revanche, le divorce est modélisé, et mariage et cohabitation sont traités séparément. Contrairement à d'autres modèles, celui-ci se base sur un échantillon réel, tiré du recensement hollandais de 1974. De nombreux liens familiaux dans la population de départ sont donc inconnus. Mais, au fur et à mesure que l'horizon de projection s'avance, le nombre de liens manquants diminue par suite du décès des individus concernés. Dans le modèle, la parenté est composée des enfants, des petits-enfants, des frères et soeurs, des neveux et nièces et des cousins. Le modèle indique que la taille de la parenté déclinera régulièrement, d'environ 35 en 2010 à moins de 20 en 2050 pour les 60-80 ans, et d'environ 30 en 2030 à 18 en 2050 pour les 80 ans et plus.

2.1.2. Modèles simulant l'incapacité et la parenté

Les modèles précédents ne simulent pas la dépendance (ni a fortiori les liens entre la dépendance et les autres caractéristiques individuelles). Or, comme il l'a déjà été signalé plus haut, il semble important de tenir compte des corrélations qui peuvent exister entre les divers événements modélisés. C'est ce que font par exemple M. Grignon et S. Pennec (1996) dans leur étude sur les corrélations entre réseau de parenté et incapacité fonctionnelle. Comme ces corrélations passent vraisemblablement par le milieu social, une attention particulière est portée à la modélisation de la formation de la parentèle en fonction du milieu social (au niveau de l'âge de mise en couple, du choix du conjoint, du nombre et du calendrier de naissance des enfants, de la position sociale que ceux-ci atteignent, de l'entrée en dépendance ou du décès)²⁶. La force du modèle INED-CNAF de M. Grignon et S. Pennec est d'offrir un traitement homogène de la catégorie sociale vis-à-vis de tous les événements simulés. Ce modèle se distingue également par deux autres points (Cf. aussi tableau en annexe pour un tableau récapitulatif des principales caractéristiques du modèle) :

- Il introduit la possibilité de "concurrence" entre parents et beaux-parents dépendants pour l'obtention de l'aide. La parentèle étudiée dans le modèle est donc formée de la personne âgée et de son conjoint, de ses enfants et de leurs conjoints, et des parents de ces conjoints. Les aidants potentiels de la personne dépendante sont supposés être son conjoint, ses enfants, et ses beaux-enfants, sauf si ces derniers doivent aussi s'occuper d'un parent dépendant. Plus précisément, le nombre moyen d'aidants par année d'incapacité est calculé comme la moyenne du nombre d'aidants potentiels (conjoint valide, enfants, beaux-enfants), auquel on retranche la moyenne des concurrents invalides.
- Le modèle retient une approche par génération. La population simulée est donc une cohorte, fictive, composée de 3000 personnes réparties en trois catégories sociales. Le nombre d'aidants dont peut disposer une personne âgée dépendante est évalué sur son cycle de vie, ou, plus précisément, est calculé en moyenne sur les années vécues en incapacité. Ce nombre est baptisé « taux individuel de soutien » par les auteurs.

Dans le scénario moyen pour la génération 2000, chaque personne âgée en incapacité bénéficierait en moyenne de 3.9 aidants, ce qui est proche de ce que l'on observe pour la génération 1950 (4 aidants). En effet, le nombre de conjoints survivants progresse, mais cet effet est compensé par l'augmentation du nombre de concurrents. Différentes variantes sont effectuées :

- Une augmentation de 4 ans de l'âge moyen au mariage fait diminuer de 0,21 le nombre d'aidants (effet qui passe principalement par une diminution de la fécondité).
- La fécondité a logiquement une incidence plus forte que l'âge au mariage (0,44 aidants supplémentaires pour 0,7 enfants par femme en plus).
- Les effets de l'hérédité et de l'endogamie sociale sont limités.

Les premiers résultats du modèle indiquent que la classe sociale la plus basse est significativement plus touchée par l'incapacité, mais qu'elle bénéficie d'un plus grand nombre d'aidants.

²⁶ Ceci amène les auteurs à formuler des hypothèses. En effet, si les résultats concernant la mortalité par catégorie sociale sont connus (la différence d'espérance de vie à 60 entre un cadre supérieur et un ouvrier est de 3.1 ans, Desplanques, 1993), ceux relatifs à la dépendance ou à l'incapacité restent sinon à établir, du moins à préciser.

2.2. Projection de la dépendance et des aides publiques

Quelques modèles sont centrés sur l'influence de la structure de la population sur l'évolution des besoins et des aides liés à la dépendance. Dans le cas français, la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse a développé un modèle de microsimulation statique pour simuler l'évolution de l'allocation dépendance (CNAVTS, 1994, Cf. tableau en annexe pour une description des caractéristiques du modèle). La population de départ est constituée d'un échantillon représentatif de personnes âgées dont on connaît le niveau de dépendance²⁷. Cette population est vieillie « statiquement », par re-pondérations successives des différentes catégories d'individus (par âge, sexe et niveau de dépendance)²⁸. Des normalisations assurent ensuite que chaque génération conserve en vieillissant son revenu moyen (tandis que la dispersion des revenus reste caractéristique de l'âge et non de la génération). Au final, cette stratégie permet de conserver dans l'ensemble de la population les liaisons entre revenu et état de dépendance qui sont observées dans l'enquête initiale.

Les projections du nombre de personnes âgées dépendantes obtenues sont beaucoup plus pessimistes que celles précédemment publiées, et très sensibles au seuil de dépendance retenu, comme à l'évolution (supposée) des distributions cumulées de la population en fonction des groupes de dépendance. La répartition des bénéficiaires par groupe d'âge augmente fortement pour les plus de 85 ans au détriment des 75-84. Les paramètres de définition de l'allocation (seuil de dépendance et plafond de revenu) déterminent les dépenses initiales, mais ont une faible incidence sur le taux de croissance des dépenses, largement déterminé par les évolutions démographiques. La multiplication des dépenses par 1,7 ou 1,8 entre 1990 et 2020 peut ainsi être attribuée pour 87% à la hausse du nombre de personnes âgées, pour -7% à la baisse de l'allocation moyenne, et pour +20% à la modification de la structure par âge des personnes dépendantes. Par ailleurs, des variantes sur l'hypothèse d'évolution des prévalences indiquent que la dynamique de la dépendance aurait un effet de premier ordre sur l'évolution des dépenses.

3. MODELES SUR LA PRISE EN CHARGE DE LA DEPENDANCE ET DE SON FINANCEMENT

D'autres modèles, plus ambitieux, comparent dans le long terme différents modes d'organisation et de financement de la prise en charge de la dépendance (impliquant à la fois la famille, le secteur privé et l'état). On peut citer les travaux de l'Urban Institute, de London Economics ou de Brookings-ICF.

3.1. DYNASIM (The Urban Institute)

Le modèle n'a pas vocation à calculer le coût financier que représentera la dépendance des personnes âgées, et s'en tient à la sphère de la demande : besoins d'aide, recours à l'institutionnalisation, possibilité d'acheter une assurance-dépendance privée.

DYNASIM contient deux sous-modèles dynamiques, qui simulent les principaux événements démographiques et les carrières sur le marché du travail (ainsi que les droits à retraite). La dépendance, l'institutionnalisation et le fait d'être propriétaire sont eux simulés à l'aide d'un modèle transversal : les calculs sont effectués sur les fichiers issus des modèles dynamiques précédents de manière indépendante pour chaque année. Ils s'appuient donc sur des taux de prévalence (pour la simulation de l'incapacité) ou des taux d'utilisation (pour la simulation de l'institutionnalisation)

Le modèle indique une hausse importante du nombre et de la proportion de personnes âgées qui vivront seules au XXI^{ème} siècle. Il souligne la possibilité de cumul de conditions défavorables dans certaines catégories de la population :

"For example, 70 percent of the elderly population most at risk in 2030 - persons unmarried and very old - will fall into the bottom half of the income distribution "[Zedlewski et al., 1990, p. 7]

²⁷ Plus précisément, cette étude se base sur une enquête menée par la CNAV en 1988 auprès d'un échantillon d'un peu plus de 2000 personnes de plus de 75 ans, représentatif de la population vivant à domicile ou en institution dans deux départements français. Cet échantillon est augmenté pour la simulation d'une population fictive d'âge compris entre 65 et 74 ans, déduite de la population de 75 à 79 ans de l'échantillon de départ à l'aide d'une normalisation des revenus et d'une re-pondération assurant une composition par sexe et âge calée sur les projections Insee.

²⁸ Les poids sont calculés à partir des projections de population Insee auxquelles sont appliqués des taux de prévalence de la dépendance par âge et sexe.

De même, le nombre de personnes âgées locataires, vivant seules et ayant un revenu dans le quartile inférieur va croître, et cette population va vieillir (en 2030, plus de la moitié des locataires âgés vivant seuls et ayant des bas revenus auront plus de 80 ans).

Les évolutions socio-démographiques semblent également préoccupantes :

" There will be a tremendous need for home-care services and paid care givers to replace some of the care now being provided by family members. " [Zedlewski et al., 1990, p. 120]

Cependant, la hausse attendue des revenus des personnes âgées pourrait conduire au développement de polices d'assurance-dépendance privées. Toutefois, seule une partie de la population pourrait bénéficier d'une assurance privée en y consacrant moins de 5% de son revenu. Pour des primes annuelles de 720\$ (qui correspondent à une couverture modérée achetée vers 65 ans), 48% de la population de plus de 65 ans seraient dans ce cas en 2030. Pour des primes plus élevées (2400 \$, correspondant à une protection modérée à 75 ans), cette proportion tomberait à 13% : l'assurance-privée accaparerait alors plus de 20% du budget de la moitié des personnes âgées.

3.2. London Economics

London Economics a évalué différents modes de financement de l'aide à la dépendance en accordant une attention particulière à l'un d'entre eux, baptisé PERI (Partial Equity Release Insurance). Le modèle simule l'incidence de facteurs démographiques et autres sur la demande future de soins de long terme, sur la disponibilité des aidants non professionnels, ainsi que sur les dépenses socialisées et privées. A l'inverse du modèle précédent, celui de London Economics simule l'incapacité de manière dynamique. Les hypothèses faites pour étudier l'aide informelle sont en revanche pour le moins inhabituelles. En effet, l'offre d'aide informelle est déterminée indépendamment de l'existence d'un proche dépendant dans la famille de l'aidant potentiel. Plus précisément, le General Household Survey est utilisé pour déterminer la probabilité qu'un individu d'être un aidant (en fonction de son sexe, statut marital, âge et revenu) et ces probabilités sont ensuite réutilisées dans le modèle pour prévoir année après année le nombre d'aidants potentiels (sans chercher à déterminer qui sont ces aidants, ni à rapprocher le fait d'être aidant de celui d'avoir un proche dépendant)²⁹. En utilisant des moyennes de durée d'aide par type d'aidant, le modèle calcule ensuite le nombre d'heures d'aide informelle offertes. Ce nombre apparaît en augmentation avec le temps, notamment car les jeunes retraités, qui jouent un rôle important auprès de leurs aînés, deviennent de plus en plus nombreux. Mais ce résultat, rappelons-le, est obtenu indépendamment de tout lien avec la demande au niveau micro-économique.

Les besoins d'aide des personnes âgées dépendantes sont supposés satisfaits, ce qui permet d'obtenir l'aide formelle comme différence entre ces besoins et l'offre d'aide informelle. La croissance du secteur formel est supposée identique pour les soins à domicile et les soins en institution. Cette hypothèse permet de déduire l'augmentation future du nombre de places en maisons de retraite, puis, au prix de quelques hypothèses sur l'évolution des coûts unitaires, l'évolution future du coût de l'hébergement des personnes âgées dépendantes.

Une démarche analogue est employée pour l'aide professionnelle à domicile. Le modèle calcule alors quatre indicateurs de coût : le coût de l'aide formelle (à domicile comme en institution), la charge fiscale, le coût notionnel de l'aide informelle (c'est-à-dire son coût de remplacement par de l'aide professionnelle) et enfin le coût d'opportunité de l'aide (ce que les aidants rapporteraient à la société s'ils ne devaient pas consacrer une partie de leur temps à l'aide³⁰).

Des profils de revenu et de patrimoine immobilier par âge permettent ensuite de déterminer grossièrement quelle part des dépenses est supportée par les individus et quelle part est financée sur fonds publics, en vertu des règles d'éligibilité à une aide publique.

²⁹ Dans une variante est évaluée l'incidence d'une diminution de 15% de la propension à aider chez les femmes.

³⁰ Cette dernière approche nécessite notamment de valoriser le temps "perdu" par les aidants. selon que celui-ci aurait autrement été consacré au travail (valorisation au coût salarial) ou au loisir (valorisation au coût de l'aide domestique).

Quelques politiques de prise en charge de la dépendance sont ensuite évaluées. Ainsi, un système de redistribution nécessiterait actuellement un prélèvement de 1,8% des revenus, mais de 5% en 2031 (ces taux pouvant être réduits à 1.2 et 3.4% si les prestations hôtelières ne sont pas prises en charge par l'assurance). Un système par capitalisation ne nécessiterait qu'un prélèvement de 0.8%. Mais le système sur lequel les auteurs insistent le plus est la PERI (Partial Equity Release Insurance). L'idée est celle d'une assurance privée contre la dépendance, dont la prime serait en fait payée après le décès de l'assuré, sous la forme d'un pourcentage modéré du prix de la vente de sa propriété. Pour une propriété de valeur moyenne (60000 £), la prime d'assurance pour un homme célibataire serait voisine de 15 à 20% du prix de vente.

3.3. Brookings/ICF Long Term Care Financing Model

Le modèle développé par Brookings-ICF est sans doute le plus complet de tous. Il simule l'utilisation et le financement des soins et des aides en cas de dépendance, à domicile et en institution (OASPE, 1992 a et b). Il prévoit l'évolution du nombre de bénéficiaires et du coût des services, ainsi que la manière dont ces derniers sont financés. L'objectif général est de simuler l'impact de stratégies d'organisation et de financement alternatives sur les coûts publics et privés liés à la dépendance.

Le modèle a deux composantes principales : le Pension and Retirement Income Simulation Model (PRISM) et le Long Term Care Financing Model. L'un reconstitue la carrière de l'individu et simule les principaux événements démographiques. L'autre simule l'incapacité et les besoins et les aides qui lui sont liés. Plus précisément, le modèle simule l'entrée en dépendance, le niveau de celle-ci et son évolution (avec la possibilité de rémissions).

Quelques mécanismes, assez inhabituels, méritent d'être décrits plus en détail :

- L'attribution d'un niveau d'incapacité (pour les personnes vivant à domicile) résulte de deux mécanismes. Dans un premier temps, le passage à un niveau d'incapacité supérieur est simulé à l'aide de probabilités de transition (qui dépendent du sexe, de l'âge et du niveau d'incapacité antérieur). Dans un second temps, le modèle modifie l'incapacité d'individus sélectionnés aléatoirement afin de caler les taux de prévalence simulés sur des taux de prévalence théoriques.
- La simulation de la mortalité est également assez originale. D'abord, le modèle estime la mortalité en institution : dès son entrée en établissement, l'individu se voit attribuer une durée de séjour, ainsi qu'un "état de sortie" (mort ou vivant). Le modèle produit ainsi un nombre de décès en institution, qui vient en réduction du nombre de décès total devant se produire tel qu'il est obtenu à partir de taux de mortalité par âge et sexe. Le modèle tire alors les individus en ménage ordinaire devant décéder, selon des probabilités variant avec l'âge, le sexe et le niveau d'incapacité.

Le traitement de l'institutionnalisation est assez complet : simulation de l'entrée en institution, de la durée de séjour, du niveau d'incapacité en institution, de la cause de sortie (décès / rémission), du niveau d'incapacité à la sortie dans le cas de rémissions et du coût du séjour (Cf. tableau en annexe). Pour les soins à domicile également, le modèle distingue probabilité de recevoir de l'aide, fréquence, durée et coût de l'aide. Outre les soins de long terme à domicile, le modèle simule l'utilisation de soins de santé à domicile financés par Medicare. Enfin, le modèle simule l'aide informelle, en fonction de l'âge et de l'incapacité.

Dans le scénario de statu quo (même taux de dépendance et d'utilisation), les dépenses de soins de long terme à domicile et en institution feraient plus que doubler en dollars constants de 1993 à 2018 (+120%). Cependant, l'augmentation du nombre de bénéficiaires des soins ne serait que de 42% à domicile ou de 63% en institution, soit des hausses par hypothèse comparables à celle du nombre de personnes âgées (+ 48%, + 42% pour les plus de 75 ans). La hausse du coût unitaire des soins joue donc un rôle primordial dans le modèle. Par ailleurs, l'amélioration des revenus et des patrimoines (autour de + 60% en valeurs médianes) restant en deçà de la hausse des dépenses, la charge financière pour Medicaid s'aggraverait, à un rythme proche de celui de l'évolution des dépenses (+108%). La proportion d'individus entrant en institution qui consacreront plus de 40% de leurs revenus et de leurs patrimoines financiers à leurs soins de long-terme reste stable, autour de 40%. Pourtant, les dépenses restant à la charge des individus augmenteraient de 135%

Les études les plus récentes effectuées avec le modèle sont centrées sur l'analyse de formules d'assurance (Wiener *et al.*, 1994). En effet, les stratégies basées sur l'accumulation d'actifs (comptes individuels d'épargne-retraite ou home equity) requièrent un effort d'épargne assez important de la part de chaque individu, alors que seule une petite minorité d'entre eux auront à utiliser ces réserves. Les formules d'assurance apparaissent donc mieux adaptées à la couverture du risque de dépendance. Les études menées

analysent en particulier les décisions de souscription d'assurance privée, les couvertures par l'intermédiaire de l'employeur, les possibles incitations à la souscription et différentes formules de couverture publique. L'ensemble plaide pour un système mixte d'assurance : la prise en charge publique devrait être étendue sans conditions de ressources, les règles d'accès à Medicaid devraient être assouplies pour éviter d'exiger un appauvrissement excessif, et enfin, l'assurance privée devrait être encouragée.

De nombreuses études concluent que seuls 10 à 20% des personnes âgées peuvent se payer une assurance-dépendance de bonne qualité. Comment alors augmenter cette proportion ? Une solution serait l'incitation fiscale. Mais le modèle montre que les économies réalisées par Medicaid ne représenteraient alors qu'un quart des pertes fiscales. Une des principales conclusions du modèle est que des assurances-dépendance ne pourront couvrir l'essentiel de la population que si elles sont souscrites suffisamment tôt pour rester abordables. Le modèle raisonne sur des couvertures dépendances hypothétiques, pour lesquelles les primes et le coût actuariel sont calculés par bouclage. Jusqu'à 76% de la population pourraient être couverts si la souscription se faisait à partir de 40 ans (dans la limite de 1 à 2% des revenus). Ceci réduirait de 26% la proportion d'individus devant consacrer plus de 40% de leurs revenus et patrimoines financiers à leurs soins de long terme. Mais bien sûr, ceci pose d'autres problèmes (marketing, conflits avec d'autres priorités des adultes...).

Enfin, le modèle évalue différents scénarios de couvertures publiques. Selon leur générosité, ces programmes pourraient être financés par des cotisations sociales variant de 2% (pour le statu quo ou une extension limitée de Medicaid) à 4% (pour une couverture complète) en 2018.

D'autres modèles de microsimulation sont actuellement en développement, ce qui indique l'intérêt suscité par ce type d'approche. Le National Center for Social and Economic Modelling (Université de Canberra, Australie) prévoit d'enrichir son modèle de microsimulation dynamique (DYNAMOD) pour étudier le réservoir potentiel d'aide familiale des personnes âgées. D. Wolf, au Center for Demography and Economic of Aging (Syracuse University, New York) travaille également sur un projet de microsimulation dynamique modélisant simultanément l'incapacité, le statut familial et les ressources économiques. Ce modèle serait ensuite principalement appliqué à l'analyse de la dépendance.

TROISIEME SECTION

UNE SIMULATION DE LA DEPENDANCE ET DE SA PRISE EN CHARGE DANS LE MODELE DESTINIE

Pascale BREUIL-GENIER, Anne FLIPO, Ronan MAHIEU*

* La programmation du module dépendance dans le modèle Destinie a été réalisée par Jean-Marie CHANUT (INSEE). L'exploitation des données de l'enquête LSOA a été réalisée par Agnès LIEVRE (INED). Cette partie du rapport a aussi bénéficié des réflexions d'un groupe de travail incluant Nicolas BROUARD, Philippe HAUET et Sophie PENNEC (INED).

INTRODUCTION

Aujourd'hui, la période de vie en dépendance est encore insuffisamment décrite, en France, sur le plan statistique. De plus les exercices de projection du nombre de personnes dépendantes, nécessaires pour analyser le coût des mesures d'aide aux personnes dépendantes, sont encore peu élaborés.

Cette étude présente des résultats prospectifs quant à l'évolution de la dépendance obtenus à l'aide du modèle de microsimulation *Destinie*. Le travail n'a pas pour principal objet la projection du nombre de personnes dépendantes en 2020, mais s'attache à analyser *en évolution* cette catégorie de la population.

Une première difficulté de l'exercice est *la définition de l'état de dépendance*. Théoriquement, la dépendance qualifie un besoin d'aide qui varie suivant l'environnement dans lequel évolue la personne âgée et les possibilités qui s'offrent à elle pour faire face à son incapacité. Mais ni l'évolution de l'environnement (et notamment celle des aides techniques dont pourront bénéficier les personnes âgées dépendantes) ni celle des capacités à faire face (qui dépendent de la personnalité et de l'histoire de l'individu) ne semblent aisées à prévoir. C'est pourquoi la définition de la dépendance retenue dans cette étude est en fait l'incapacité. Le critère d'incapacité choisi est la difficulté d'accomplir au moins un acte de la vie courante (c'est le critère d'incapacité qui est utilisé dans l'enquête LSOA, annexe 1). L'hypothèse sous-jacente permettant de réaliser un exercice prospectif est que l'incapacité obéirait à des lois relativement stables dans le temps, dans la mesure où elle résulterait largement de phénomènes biologiques.

Toutefois, du point de vue de la mise en oeuvre des politiques publiques, l'utilisation de l'incapacité comme variable d'analyse présente un inconvénient : ce n'est pas la variable retenue pour la définition de la prestation autonomie. Par ailleurs, la modélisation du recours à l'aide néglige le fait que le mode de prise en charge de la dépendance est très lié aux préférences de la personne âgée ou de ses proches (Joel M-E., Martin Cl., 1996, Breuil-Genier, 1998).

Une seconde difficulté est *la rareté des données disponibles*. Quelques enquêtes fournissent des données en coupe qui permettent d'étudier les déterminants de la dépendance d'une part (annexe 2), et d'autre part, les facteurs qui influencent les comportements (Breuil-Genier, 1998). En revanche, les données longitudinales sur le sujet sont quasiment inexistantes en France.

Cet obstacle explique le choix d'une modélisation assise sur les techniques de microsimulation dynamique, dont les principes sont détaillés dans la première partie. Dans un second temps, on présente l'évolution possible du réservoir d'entraide familiale conditionnellement aux hypothèses démographiques sous-jacentes au modèle *Destinie*. Enfin, on simule une prestation autonomie soumise à conditions de ressources.

1. LA MODELISATION DE LA FIN DE LA VIE DANS DESTINIE

1.1. Principes de la microsimulation

Le modèle de microsimulation *Destinie* permet une analyse en prospective à partir de la reconstitution de trajectoires individuelles. Partant d'un échantillon représentatif de la France entière (fourni par l'enquête Actifs Financiers de l'INSEE de 1991), *Destinie* reconstitue pour chaque individu des liens intra et inter-ménage, une histoire démographique et matrimoniale, des transitions sur le marché du travail (entre scolarité, activité, inactivité, chômage, préretraite et retraite), une carrière salariale. Outre ces caractéristiques individuelles, *Destinie* autorise également une modélisation des revenus au niveau du ménage : prise en compte du RMI, du minimum-vieillesse, des revenus du patrimoine, etc.

Destinie est rapidement apparu comme un outil particulièrement bien adapté à des simulations de politiques de dépendance dans le long terme, car il fournit une projection des revenus et des structures familiales, éléments dont on connaît l'influence sur les probabilités de dépendance et sur l'évolution des besoins d'aide en cas de réalisation de ce risque. Ce modèle permet d'examiner les conditions avec lesquelles pourrait s'exercer

dans l'avenir la solidarité des enfants vis à vis de leurs parents, et d'étudier l'évolution du coût d'une prestation autonomie en fonction des hypothèses faites sur cette allocation. Dans Destinie, chaque individu vit ou non des périodes d'incapacité avant de mourir, en fonction de son âge, de son sexe, de son niveau d'étude et de son niveau de morbidité.

1.2. L'estimation des quotients de mortalité ex-ante

L'histoire individuelle simulée dans Destinie passe par des périodes d'incapacité correspondant à des périodes de vie durant lesquelles un individu a des difficultés à accomplir au moins un acte de la vie courante. Concrètement, tous les ans, chaque individu de plus de 60 ans a une probabilité qui lui est propre d'entrer ou de sortir de l'incapacité, puis de décéder selon qu'il est ou non en incapacité. La survie au delà de 104 ans n'est pas prise en compte par le modèle.

Ce chapitre présente la modélisation en trois temps de la fin de la vie d'un individu dans Destinie. Dans un premier temps, on estime le quotient de mortalité ex-ante de l'individu, fonction de son âge, de son sexe et de son âge de fin d'étude (paragraphe 1.1.). Ce quotient de mortalité est ensuite utilisé comme un indicateur de morbidité explicatif des probabilités de transition vers l'incapacité, puis le décès sachant l'incapacité ou l'autonomie (paragraphe 1.2.). Ex-post, cette méthode modifie légèrement la mortalité aux âges élevés, mais elle a l'avantage d'éviter les durées de dépendance trop longues ou les âges trop faibles d'entrée en incapacité (paragraphe 1.3.).

On dispose des quotients de mortalité, notés $QM_{s,a}$, en fonction du sexe et de l'âge des individus en 1989, et de leurs valeurs projetés pour 2049 (Dinh, 1994). Les quotients de mortalité par sexe et âge de chaque année n microsimulée, notés $QM_{s,a}(n)$, sont obtenus à l'aide de la formule suivante :

$$QM_{s,a}(n) = \exp \left[\ln QM_{s,a}(1989) + (n - 1989) * \frac{\ln(QM_{s,a}(2049)) - \ln(QM_{s,a}(1989))}{60} \right]$$

On sait par ailleurs que la mortalité n'est pas la même dans toutes les catégories sociales (Desplanques, 1993). Comme l'enquête sur les Actifs financiers, base de la microsimulation, donne à la fois la catégorie socio-professionnelle et l'âge de fin d'études des individus, il est possible de reconstituer des taux de mortalité par sexe, âge de fin d'étude, et âge. Pour cela, on dispose des tables de survie par sexe, âge et catégorie socioprofessionnelle établies sur la période 1980-1989 (Dinh, mars 1997), qui fournissent le nombre de survivants I'_{sca} , croisant le sexe s , la catégorie socioprofessionnelle c et l'âge a . L'enquête Actifs Financiers fournit une répartition T_{sec} des individus par âge de fin d'étude e au sein de chaque catégorie socioprofessionnelle, pour les hommes et pour les femmes. On applique à cette répartition la table de survie connue I'_{sca} , d'où une nouvelle matrice des survivants par sexe, âge de fin d'étude, catégorie socioprofessionnelle et âge : $S_{seca} = T_{sec} * I'_{sca}$. En sommant par catégorie socioprofessionnelle, on obtient la matrice de survie par sexe, âge de fin d'étude et âge, noté S_{sea} .

Les quotients de mortalité par âge de fin d'étude, âge et sexe, noté QM_{sea} , se déduisent alors directement de cette matrice :

$$QM_{sea} = \frac{S_{sea} - S_{sea(a+1)}}{S_{sea}}$$

Pour extrapoler ces matrices jusqu'en 2040, il faut exprimer ces QM_{sea} en fonction des $QM_{s,a}$ que l'on sait projeter dans le temps. L'ajustement entre ces deux variables est estimé par les moindres carrés ordinaires sur des données de 1989, par l'équation suivante :

$$(1) \quad QM_{sea} = \alpha_{se} + \beta_{se} \log \frac{QM_{s,a}}{1 - QM_{s,a}},$$

avec s marquant le sexe, e l'âge de fin d'étude et a l'âge.

et où $\alpha_{se} = \alpha_{1s} + \alpha_{2s} * \log(e)$

$$\beta_{se} = b_{1s} + b_{2s} * \log(e).$$

Concrètement, on calcule le α et le β de chaque individu en fonction de son sexe s et de son âge de fin d'étude e , on y associe le quotient de mortalité $QM_{s,a}$ données comme exogène à Destinie en fonction du sexe et de l'âge et l'équation (1) donne le quotient de mortalité de l'individu pour l'année en cours. QM_{sea} est donc une variable endogène au modèle.

Le calcul pour chaque individu des quotients de mortalité par sexe, âge de fin d'étude et âge prend deux fois en compte l'influence de l'âge de fin d'étude dans le temps. En effet, l'augmentation de la durée de vie induite par l'amélioration du niveau de formation des individus est implicitement prise en compte une première fois dans les projections des quotients de mortalité par sexe et âge $QM_{s,a}$ exogènes à Destinie, et pris comme variable explicative : puis l'amélioration du niveau de formation des individus intervient une deuxième fois, mais de façon explicite dans le calcul des coefficients α et β ³¹. Tel quel, le niveau moyen des quotients de mortalité décroît si l'âge de fin d'étude maximal augmente. Afin de ne rien ajouter à la tendance générale de l'allongement de la durée de vie pris en compte dans les estimations fournies par Q.C. Dinh, tout en conservant le différentiel de mortalité entre individus, on utilise un âge de fin d'étude relatif dans le calcul des quotients de mortalité QM_{sea} , centré en moyenne sur 16 ans pour tous les individus d'une même génération (formule ci-dessous). On a donc finalement dans Destinie la modélisation des quotients de mortalité suivante :

$$(2) \quad QM_{sea} = \alpha_{se} + \beta_{se} \text{Log} \frac{QM_{s,a}}{1 - QM_{s,a}}.$$

avec s marquant le sexe, $erel$ l'âge de fin d'étude relatif et a l'âge,

et où $\alpha_{se} = a_{1s} + a_{2s} * \text{Log}(erel)$

$\beta_{se} = b_{1s} + b_{2s} * \text{Log}(erel)$,

$erel = 16 + e - \text{moy}(e_generation)$.

1.3. L'estimation des probabilités de transition entre états

Le quotient de mortalité est utilisé comme indicateur de l'état de santé des individus pour expliquer les transitions vers l'incapacité ou le décès (Genier, Blanchet, Chanut, 1997), car il est très corrélé avec le quotient de morbidité (Desplanques, Mizrahi et Mizrahi, 1996). Cette approche permet des microsimulations "réalistes" en ce sens qu'elle modélise le passage en incapacité sans modifier la mortalité supposée (Manton, 1993). En outre, ceci permet d'éviter les durées de dépendance trop longues ou les âges trop faibles d'entrée en incapacité. Chacune des probabilités de transition s'exprime donc en fonction du sexe et du quotient de mortalité QM_{sea} .

A partir de 60 ans, on affecte à chaque individu une probabilité d'entrer en incapacité s'il est autonome, et une probabilité de rémission s'il est dépendant. Dans un deuxième temps, les probabilités de décéder sont distinctes selon que l'individu est autonome ou en incapacité.

Comme il n'existe pas de données françaises longitudinales retraçant l'histoire de personnes âgées dépendantes, le modèle de transition est estimé sur les données américaines d'une enquête par panel, le Longitudinal Study On Aging (LSOA, cf. annexe 2). Les probabilités de transition sont estimées deux par deux, à l'aide d'un logit multinomial non ordonné appliqué à la population des personnes dépendantes d'une part, puis autonomes d'autre part. Les variables explicatives des probabilités de transition retenues sont celles

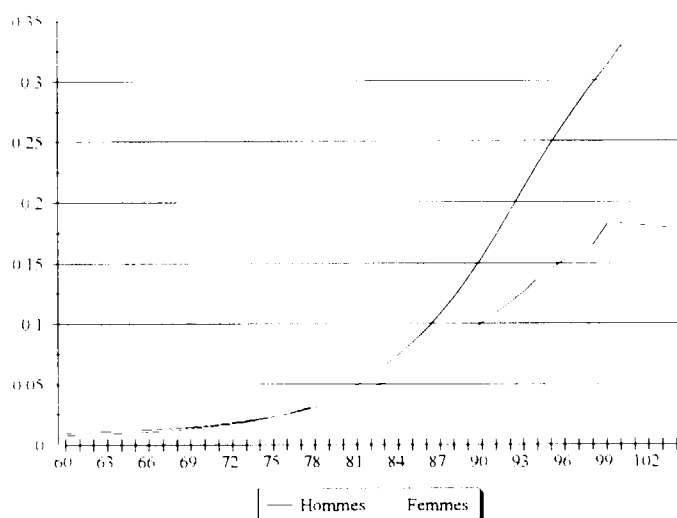
³¹ On fait d'ailleurs l'hypothèse implicite que l'effet de l'âge de fin d'étude sur les quotients de mortalité reste toujours le même de 1989 à 2040.

qui sont pressenties comme les plus homogènes entre la France et les Etats Unis : le quotient de mortalité est préféré à l'âge de fin d'étude.

Les variables qui expliquent la mortalité expliquent aussi l'entrée en incapacité. Comme le quotient de mortalité est endogène au modèle, utiliser cette variable comme facteur explicatif de la probabilité d'entrer en incapacité est critiquable. Le quotient de mortalité doit être considéré comme un bon indicateur de l'état de santé des individus, et non comme un facteur explicatif de la dépendance.

Comme le fait de mourir est en partie expliqué par le fait de devenir dépendant, estimer les probabilités de transition sur des populations séparées ne prend pas en compte un éventuel biais de sélection, c'est à dire ne prend pas en compte les variables cachées qui expliquent à la fois le fait de mourir et le fait de devenir dépendant. Par ailleurs, les probabilités estimées sont utilisées de façon séquentielle dans le modèle (on calcule d'abord le fait d'être dépendant ou non, puis le fait de mourir conditionnellement à l'entrée en incapacité), alors que les probabilités de transition ont été estimées simultanément sur deux populations séparées (les dépendants et les autres).

Graphique 1 : Probabilité moyenne d'entrée en dépendance dans l'année selon le sexe et l'âge pour la génération 1930

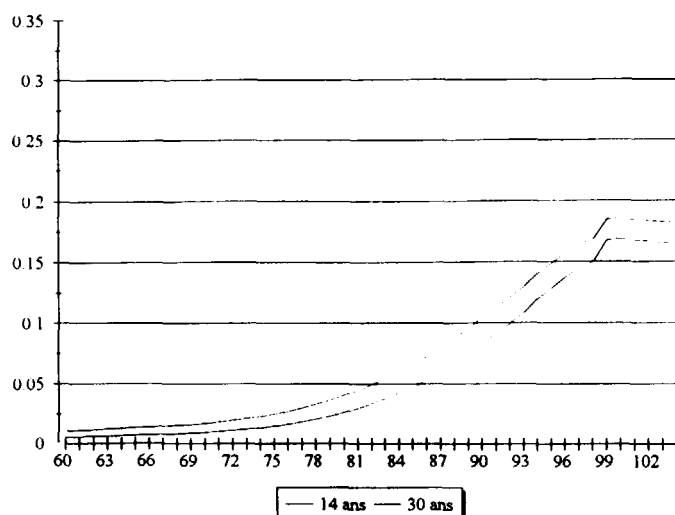


Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Le graphique 1 illustre les probabilités de transition vers la dépendance des personnes en bonne santé de la génération 1930, qui atteint 60 ans juste avant le début de la microsimulation, en fonction du sexe et de l'âge. On note un risque global de dépendance beaucoup plus fort pour les femmes (plus de 30 % aux âges extrêmes, contre moins de 20 % pour les hommes). Par contre, avant 76 ans, la probabilité de transition vers la dépendance est légèrement plus élevée pour les hommes : ceci traduit l'espérance de vie plus élevée des femmes (les quotients de mortalité plus faibles des femmes impliquant une moindre probabilité d'entrer en dépendance).

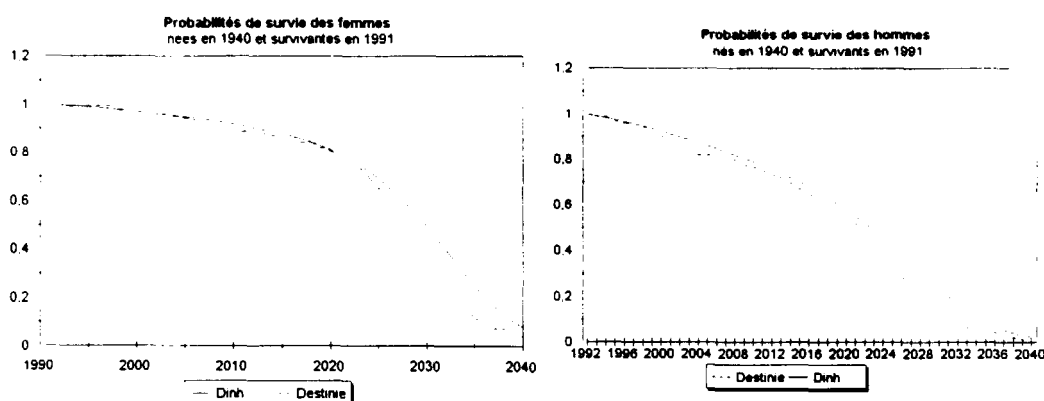
Puisque les quotients de mortalité sont corrélés négativement avec la qualification, le risque d'entrée en dépendance est plus fort pour les âges de fin d'études faibles (cf. graphique 2).

Graphique 2 : Probabilité d'entrée en dépendance dans l'année des hommes de la génération 1930 selon l'âge et l'âge de fin d'études



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Graphique 3



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

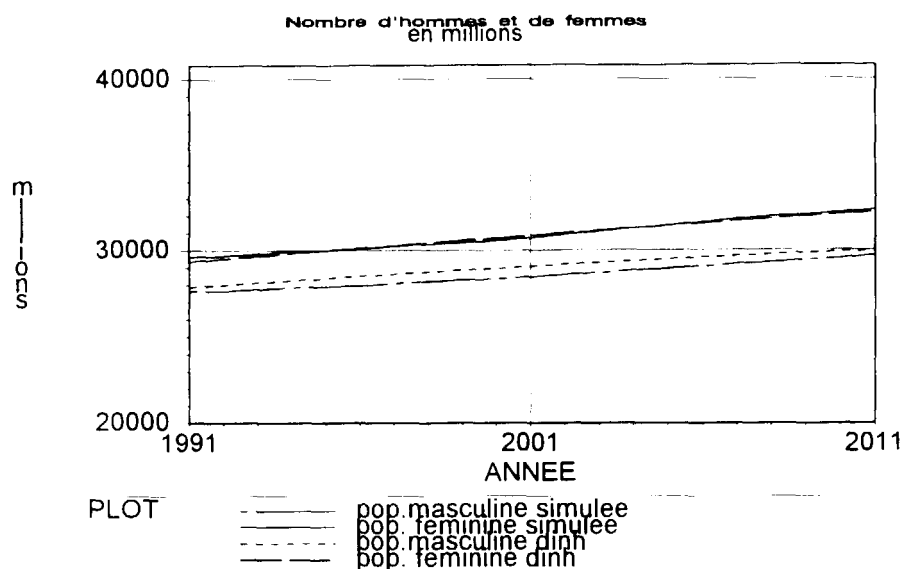
1.4. Analyse prospective

1.4.1. Les décès et l'évolution de la population

Les quotients de mortalité prévalant ex post ne sont pas exactement ceux utilisés ex ante (i.e. ceux de Dinh), puisque la probabilité de mourir est recalculée conditionnellement à l'état de dépendance. Aux âges élevés (après 80 ans pour les femmes, après 60 ans pour les hommes), les individus meurent un peu plus que ce que prévoit Dinh (graphique 3).

Un élément de validation du modèle consiste à comparer les projections démographiques avec celles de Dinh (1994), considérées comme faisant référence. L'évolution de la population féminine retrace correctement les projections de Dinh. Celle de la population masculine semble satisfaisante (graphique 4).

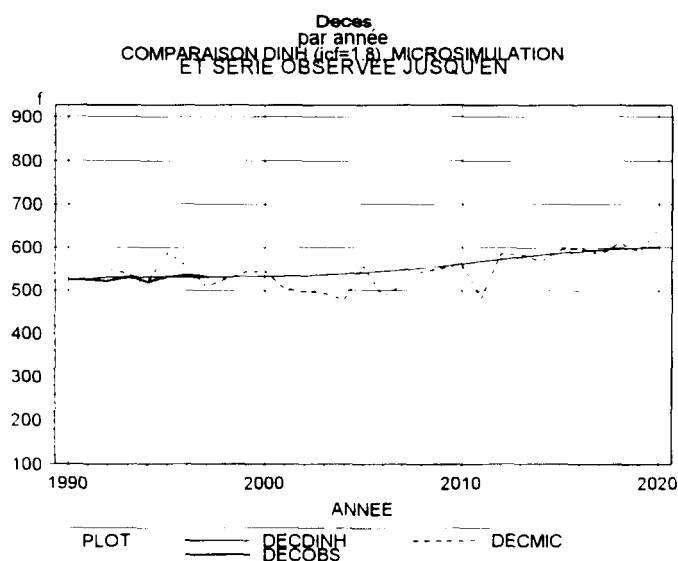
Graphique 4



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

La projection du nombre de décès respecte relativement bien les évolutions prévues par Dinh (graphique 5).

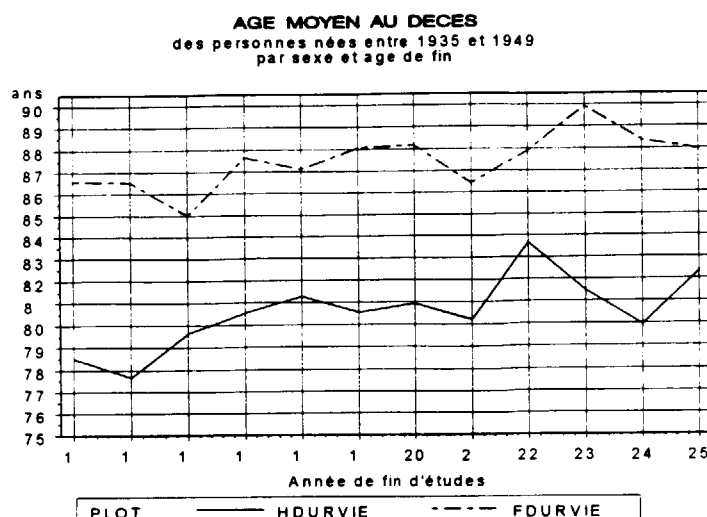
Graphique 5



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

La durée moyenne de vie croît avec l'âge de fin d'études (graphique 6). Ce phénomène est plus marqué pour les hommes que pour les femmes. La variabilité de l'âge moyen au décès sous-estime sans doute la réalité observée. L'écart maximal de l'espérance de vie dans Destinie est de 4 ans, alors qu'à 35 ans, "l'espérance de vie d'un professeur est supérieure de 9 ans à celle d'un manoeuvre" (Desplanques, 1993).

Graphique 6

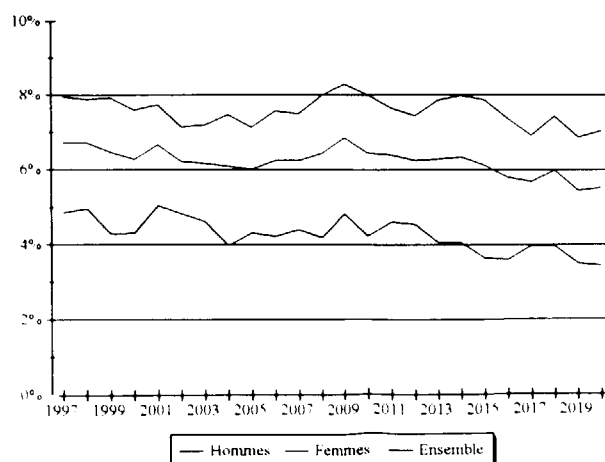


Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

1.4.2. L'incapacité aux âges élevés

La proportion de personnes dépendantes parmi les 65 ans et plus avoisine les 7% en 1997. Cette proportion tend à décroître jusque dans les années 2020 pour atteindre un peu plus de 5% (graphique 7). A chaque date, les femmes ont une probabilité plus forte que les hommes d'être dépendantes.

Graphique 7
Pourcentage de personnes dépendantes parmi les plus de 65 ans, selon le sexe



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Les hommes vivent une période d'incapacité d'un an en moyenne en fin de vie, et les femmes deux (tableau 1). Cette durée d'incapacité est stable dans le temps : c'est l'espérance de vie sans incapacité qui augmente, résultat conforme aux tendances actuellement observées (Mormiche et Robine, 1993). De ce fait, le rapport nombre de personnes dépendantes sur l'ensemble des plus de 65 ans tend à décroître, et ce d'autant plus que le dénominateur croît avec l'arrivée aux âges élevés des générations nées pendant le baby-boom.

Tableau 1

Espérance de vie à 65 ans en années.

		Espérance de vie totale			Espérance de vie avec incapacité (EVI)	
		DIN H	DESTINIE (1)	MORMICHE et ROBINE	DESTINIE	MORMICHE et ROBINE
Génération 1930						
	Hommes	17,2	16,7 à 20,2 moyenne : 17,4		1,0	
	Femmes	22,5	21,9 à 24,3 moyenne : 22,4		2,2	
Génération 1940						
	Hommes	18,4	17,7 à 21,4 moyenne : 18,4		1,0	
	Femmes	23,8	23,2 à 25,5 moyenne : 23,6		2,2	
1991						
	Hommes			15,7		0,9
	Femmes			20,1		1,9

(1). Destinie calcule des espérances de vie en fonction de l'âge de fin d'étude (qui varie pour cette génération de 14 à 30 ans).

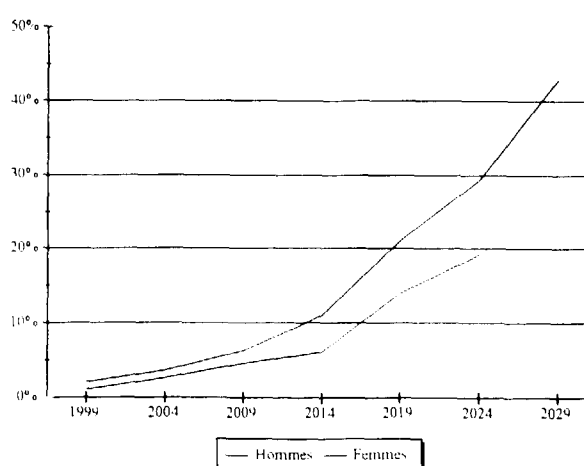
Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Mais la tendance à la baisse de la proportion de personnes dépendantes ne doit cependant pas faire oublier l'augmentation du nombre de personnes en incapacité à chaque période. En 1998, Destinie dénombre 600 000 dépendants dont 430 000 femmes (72 %), puis 720 000 dépendants en 2020, dont 520 000 femmes (72 %). Entre 1998 et 2020, Destinie prévoit donc une croissance de 20% du nombre de personnes dépendantes.

Les données sur l'EVI ou sur les taux de prévalence ne renseignent qu'imparfaitement sur le risque dépendance individuel : tous les individus sont-ils dépendants un an en fin de vie, ou la dépendance ne touche-t-elle qu'un dixième de la population, mais pendant dix ans ?

Selon Destinie, et pour la génération née entre 1930 et 1934, qui atteint 60 ans en début de microsimulation, les femmes sont plus touchées que les hommes par l'incapacité : à 80 ans, 10% d'entre elles sont dépendantes, et presque la moitié des survivantes au delà de 90 ans le deviennent. En revanche, les hommes sont dans une moins grande proportion touchés par une période d'incapacité, mais ils vivent aussi moins longtemps (graphique 8).

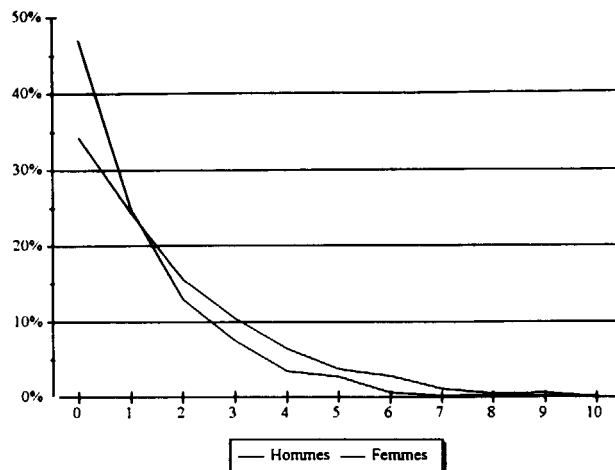
Graphique 8
Prévalence simulée de la dépendance pour les personnes nées entre 1930 et 1934 :



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Selon Destinie, un peu moins de la moitié des hommes décèdent sans passer par la dépendance, un quart en y passant 1 à 2 ans, et 28% y restent une durée au moins égale à 2 ans. Les femmes passent plus souvent en dépendance. Un tiers seulement d'entre elles y échappent, et 40% passent au moins deux ans en dépendance (graphique 9). La durée moyenne de dépendance est plus longue pour les femmes (deux années contre une seule pour les hommes).

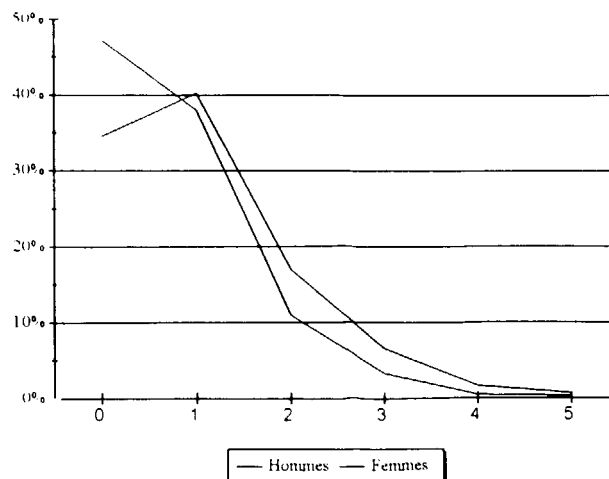
Graphique 9
Distribution du nombre d'années passées en dépendance pour les personnes nées entre 1930 et 1934.



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Parmi les hommes nés entre 1930 et 1934 et qui décèdent après avoir connu l'incapacité en fin de vie, la plupart d'entre eux n'ont pas connu de rémission (graphique 10). 10% des hommes et 15% des femmes ont connu deux périodes de dépendance.

Graphique 10
Distribution du nombre d'épisodes de dépendance pour les personnes nées entre 1930 et 1934.



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

2. ELEMENTS PROSPECTIFS SUR LES POSSIBILITES D'ENTRAIDE FAMILIALE.

La prise en charge de la dépendance des personnes âgées passe en grande majorité par l'entraide familiale. D'après l'enquête sur les Services de proximité réalisée par l'Insee en juin 1996, plus des trois quarts des personnes dépendantes reçoivent de l'aide de la part de leurs proches, et le volume d'aide informelle représente le double ou le triple du volume d'aide professionnelle (Breuil-Genier, 1998).

Le processus qui ouvre droit à des heures d'aide formelle (aide ménagère, assistante de vie, etc...) prend en compte l'entraide familiale, et n'autorise le financement d'aide professionnelle qu'en complément de cette dernière. Pour cette raison, la microsimulation de l'histoire matrimoniale des personnes qui deviennent dépendantes est intéressante, puisqu'elle peut fournir une évolution du réservoir potentiel d'entraide familiale. A long terme, les personnes dépendantes auront-elles plus souvent un conjoint valide ? Des enfants plus nombreux pourront-ils les aider ? Et dans ce cas, quel sera leur âge et quelles charges auront-ils par ailleurs du côté de leur activité professionnelle d'une part et du côté de l'éducation de leurs propres enfants d'autre part ?

2.1. L'évolution des structures familiales dans Destinie.

La projection de l'histoire matrimoniale des individus se fait dans Destinie à partir des situations de fait observées dans les enquêtes de l'Insee. Les individus cohabitants sont assimilés aux gens mariés. Mais on distingue les individus qui n'ont encore jamais vécu en couple de ceux qui ne vivent plus en couple (les veufs, les séparés et les divorcés).

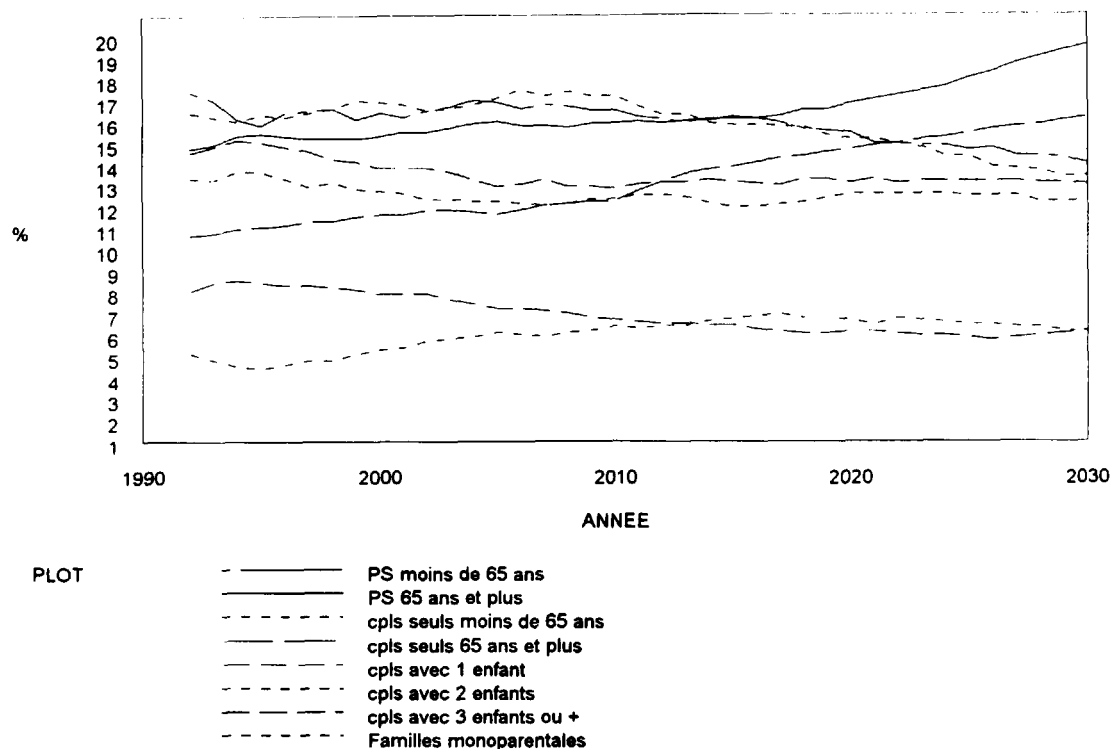
Pour modéliser l'histoire matrimoniale, on dispose des niveaux actuels des taux de nuptialité en fonction de l'âge, des taux de divorce exprimés en fonction de la durée du mariage et des probabilités d'agrandissement des familles connaissant l'âge du dernier enfant ou la durée du mariage. Ces statistiques décrivent la vie matrimoniale des gens mariés et leur application systématique aux « couples » de Destinie (qui comprennent un certain nombre de non mariés) conduirait à sous-estimer considérablement la proportion de familles monoparentales parmi l'ensemble des ménages. Des études récentes montrent en effet que les couples non mariés se séparent plus que les couples mariés (Toulemon, 1996).

Par ailleurs, il est nécessaire de prendre en compte l'influence de la durée de la scolarité, donc le rôle de l'âge de fin d'études sur le calendrier matrimonial dans Destinie. En effet, si la mise en couple sans mariage s'est diffusée comme mode d'entrée en union dans tous les milieux, passant de 10 % à 90 % des couples entre 1965 et 1995, on peut toutefois distinguer différents types de cohabitation dont la fréquence varie selon les groupes sociaux (Léridon, Villeneuve-Gokalp, 1994). Parmi les milieux modestes, l'union libre est plutôt vécue comme un prélude au mariage ou un « test » avant le mariage : le mariage a lieu moins de trois ans après le début d'union, et une naissance survient après le mariage ou moins de 6 mois avant. En revanche, parmi les étudiants, les cohabitations hors mariage sont plutôt des « unions stables sans engagement » : ce phénomène récent que constitue une période d'union assez longue sans mariage ni enfant apparaît comme une étape supplémentaire dans le parcours conjugal des diplômés.

L'âge au premier enfant est aussi fortement influencé par le milieu social. La première naissance arrive d'autant plus tardivement que la femme a fait des études longues. « En France, parmi les femmes nées entre 1960 et 1964 et ayant atteint un niveau Bac + 4, seulement 6 % avaient un enfant à 25 ans, au lieu de 62 % des femmes n'ayant qu'un niveau d'études primaires. » (Desplanques, 1993).

A partir de ces observations et des chiffres connus de nuptialité, de divorces et de probabilités d'agrandissement des naissances, le comportement matrimonial est calé de telle sorte que Destinie reconstitue la structure par type de ménage observée en 1997 dans les enquêtes de l'Insee (enquête emploi et enquête logement). Le calage de Destinie sur la structure par types de ménages consiste donc essentiellement à introduire de la mobilité matrimoniale : des mises en couple en début de cycle de vie sont modélisées en plus des mariages, et des séparations dans les premières années de vie commune complètent les divorces. Le modèle génère ainsi un nombre de familles monoparentales qui concorde avec les enquêtes de l'Insee (graphique 11).

Graphique 11
Evolution
la structure par type de ménage



Source : modèle de microsimulation Destinie

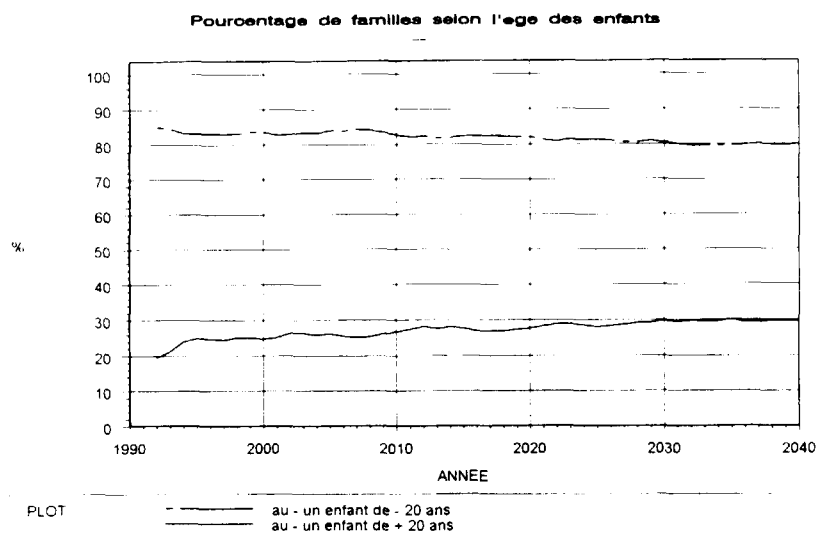
Les mises en couple ne sont possibles qu'une fois les études terminées. On simule en quelque sorte les unions avec engagement, c'est à dire celles qui sont suivies de la venue d'un enfant. Comme les probabilités de naissance du premier enfant dépendent explicitement de la durée de l'état matrimonial, les diplômées ont leur premier enfant à un âge plus élevé que les non diplômées, car elles se sont mises en couple plus tardivement. Le modèle génère donc ce décalage dans le cycle de vie de l'âge d'être parent constaté dans les années récentes, surtout pour les diplômées (Battagliola, Brown, Jaspard, 1997). Elle implique aussi de façon mécanique une diminution de la proportion de couples jeunes et une augmentation du poids des familles avec au moins un enfant de plus de 20 ans (graphique 12). Lorsqu'un enfant commence à exercer une activité professionnelle, il s'émancipe dans les 6 à 10 années qui viennent, d'autant plus rapidement qu'il a terminé ses études tardivement.

L'arrivée des enfants de rang supérieur à 1 est simulée à partir des probabilités d'agrandissement des familles en fonction de l'âge du benjamin. On simule le fait que les remises en couple après un divorce en présence d'un enfant sont rapidement suivies d'une nouvelle naissance en augmentant la probabilité de naissance d'un deuxième enfant dans le cas où une femme seule avec un enfant vit une nouvelle union.

Les naissances simulées recouvrent correctement les projections réalisées par Dinh (graphique 13).

Dans Destinie, la descendance finale des hommes et des femmes tend vers 1.9 à l'horizon 2040. La proportion d'individus ayant eu au moins trois enfants décroît régulièrement, passant de 30% à la fin des années 90 à environ 25% en 2040. La part de ceux ayant eu deux enfants reste relativement stable sur toute la période, alors que le pourcentage de personnes ayant eu un seul enfant perd une dizaine de points. La part des personnes qui n'ont pas eu d'enfant oscille entre 5 et 10%.

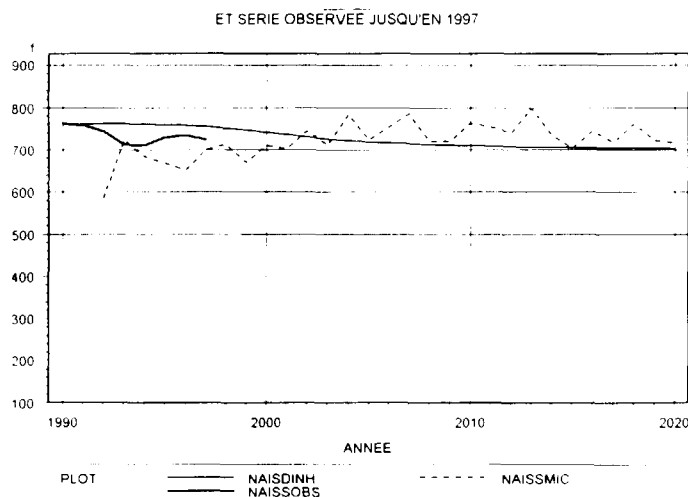
Graphique 12



Source : modèle de microsimulation Destinie

Graphique 13

N iss nc s



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

La part des femmes âgées vivant seules est plus importante dans Destinie que dans les projections de ménages établies par Louvot en 1994 (tableau 2) : en contrepartie, la part des couples est en général légèrement plus faible. En évolution, la microsimulation sous-estimerait le nombre de personnes isolées parmi les 65-79 ans, mais ce serait le contraire pour leurs aînés. Au total, en 2010, la part des couples pourrait être surestimée de 3 points pour les 65-79 ans (56 contre 53%) et sous-estimée de 7 points chez les 80 ans et plus (22 contre 29%).³²

A un horizon plus lointain, seules les estimations du nombre de ménages sont actuellement disponibles. Elles n'apparaissent pas très différentes de celles qui sont produites par le modèle.

³² Ces résultats peuvent être corroborés au niveau individuel par comparaison des structures de la population par statut matrimonial de fait, à âge et sexe donnés. En effet, la projection de certaines fréquences de la population par statut matrimonial (à âge et sexe donnés) constitue la première étape de la projection du nombre de ménages effectuée par C. Louvot. Ces fréquences, dont l'ensemble n'est disponible que pour les hommes, nous ont été communiquées par P. Bessy, à qui nous adressons nos plus vifs remerciements.

Tableau 2
Structures de la population dans Destinie
et dans la projection de ménages établie par Louvot en 1994.

	Part des couples (1)		Part des hommes seuls (2)		Part des femmes seules (3)		rapport (2)/(1)		rapport(3)/(1)	
	simul ation	proje ction	simul ation	proje ction	simul ation	proje ction	simul ation	proje ction	simul ation	proje ction
1991										
65-79 ans	51%	52%	9%	9%	40%	33%	0,18	0,17	0,78	0,65
80 ans et plus	25%	27%	12%	11%	63%	51%	0,48	0,42	2,52	1,91
2010										
65-79 ans	56%	53%	11%	9%	33%	33%	0,20	0,17	0,59	0,62
80 ans et plus	22%	29%	15%	12%	63%	50%	0,68	0,42	2,86	1,73
Evolution 1991-2010										
65-79 ans	+5	+1	+2	0	-7	0				
80 ans et plus	-3	+2	+3	+1	0	-1				

Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

2.2. Le réservoir potentiel d'entraide familiale

2.2.1. L'importance de l'aide informelle

Une grande part des études réalisées jusqu'à présent a été consacrée à l'aide informelle. En effet, l'aide des familles ou des amis en cas de dépendance d'un proche est un fait majeur qui dépasse de très loin le volume d'aide fourni par les professionnels du secteur médico-social : 5 à 10% des personnes de plus de 75 ans très dépendantes disposent de la seule aide professionnelle ; plus de 50% bénéficient uniquement de l'aide de l'entourage ; 40% cumulent les deux aides. Tous niveaux de dépendance confondus, les bénévoles consacrent trois fois plus de temps que les professionnels à la prise en charge de la personne dépendante (Bouget et al. 1990, Attias-Donfut. 1993)³³. Ces résultats sont confirmés sur l'Enquête 'Service de proximité' (1996) :

- Environ 80% des personnes très dépendantes (confinées au lit ou au fauteuil ou aidées pour la toilette ou l'habillage) reçoivent de l'aide de leurs proches (dont environ 50% de manière exclusive). Un peu moins de la moitié bénéficient d'une aide professionnelle (de manière exclusive pour une personne très dépendante sur cinq). Un tiers bénéficie donc à la fois d'aide professionnelle et informelle. Ces proportions, pour l'essentiel comparables à celles des précédentes enquêtes, semblent également indiquer une augmentation de la part de personnes très dépendantes ne recourant qu'à l'aide professionnelle.

- Ces différences de taux de recours à l'aide formelle ou informelle se traduisent par des différences de volumes d'aide. Aux niveaux de dépendance faibles - où la quantification des aides est plus facile, et les évaluations en termes de volumes d'aide moyens plus robustes - les ordres de grandeur suivants peuvent être avancés :

³³ Ces chiffres sont corroborés par d'autres sources. Selon des données tirées d'enquêtes réalisées par les observatoires régionaux de trois régions, 47% des personnes confinées au lit ou au fauteuil (à domicile ou en institution) ne sont aidées quotidiennement que par l'entourage, 34% sont aidées à la fois par l'entourage et des professionnels et 19% ne sont aidées que par des professionnels (Bucquet, Colvez, Curtis et Pampalon, 1990).

- Pour les personnes dont la dépendance est modérée (personnes ne sortant pas seules de leur domicile ou niveau 3 de la grille de Colvez), le volume d'aide formelle moyen est d'environ 3 heures, le volume d'aide informelle est environ trois fois plus important.
- Pour les personnes âgées dont la dépendance est faible (niveau 4 de la grille Colvez, c'est-à-dire les personnes non dépendantes au sens de cette grille), le volume d'aide formel moyen est également de 3 heures. Le volume d'aide informelle est au moins 2 fois plus élevé³⁴.

2.2.2. Le réservoir potentiel d'aide informelle

Mais cette aide repose sur un réseau social disponible et coopératif. Or le nombre d'aidants potentiels - et en particulier le nombre d'enfants par personne âgée - a tendance à diminuer, alors que les besoins par personne âgée tendent, eux, à augmenter (Sundström, 1994). En particulier, la part des personnes âgées vivant seules augmente (Baraille, 1993). Selon Desplanques (1996), l'évolution du mode de vie des personnes âgées au cours des trente dernières années tient à deux facteurs essentiels : la réduction de la cohabitation avec des descendants³⁵ et la baisse de la mortalité. Si le premier facteur va dans le sens d'un isolement plus grand, le second entraîne une hausse de l'espérance de vie en couple. Toutefois, l'augmentation des divorces a récemment tempéré ce deuxième effet. Il s'agit d'analyser l'évolution du réservoir potentiel d'aide familiale³⁶ (i.e. l'existence d'aidants) et non l'aide effectivement délivrée par les proches. En effet, ce deuxième objectif nécessiterait de tenir compte des conditions dans lesquelles peuvent s'exercer les solidarités familiales : éloignement géographique³⁷, développement du travail des femmes (qui représentent 70% des aidants)³⁸...

2.2.3. Les liens de parenté entre personne aidée et personnes aidantes

Les modèles de microsimulation étrangers s'intéressent à des réseaux de parenté différents, qui partent de la famille nucléaire pour aller éventuellement jusqu'aux cousins. Compte tenu de l'objectif de notre étude, il nous a semblé logique de délimiter le réseau de parenté à étudier en fonction des comportements d'aide actuellement observés. Nous nous sommes notamment basés pour cela sur l'enquête menée par la CNAV en 1988 auprès de personnes âgées de plus de 75 ans. A domicile, ces personnes mentionnent un aidant principal dans 53% des cas, et un aidant secondaire dans 15% des cas. L'aidant principal est le conjoint dans 18% des cas, un enfant dans 51% des cas, un gendre ou une bru dans 11,5% des cas. L'aidant secondaire est le conjoint dans 1% des cas, un enfant dans 56% des cas, un gendre ou une bru dans 21% des cas. Le conjoint intervient toujours en premier, quand il est susceptible de le faire (59% des aidants principaux pour les personnes vivant en couple), et pratiquement jamais en seconde position ; mais parmi les personnes dépendantes veuves, ce sont les enfants qui sont les principaux pourvoyeurs (54% des aidants principaux des personnes vivant seules) (Attias-Donfut, 1993 ; Bouget *et al.*, 1990). Ces résultats se retrouvent au niveau international : c'est en général une seule personne qui dispense l'aide à la personne âgée, et il est en outre plus fréquent de trouver un aidant secondaire quand la personne âgée vit seule (Sundström, 1996).

Les chiffres qui viennent d'être cités conduisent à faire l'hypothèse selon laquelle l'aide est fournie par le conjoint lorsqu'il existe, et par les enfants (éventuellement aidés des beaux-enfants) sinon. Cette hypothèse pourrait être remise en question avec les évolutions socio-démographiques actuelles. D'ailleurs, Légaré,

³⁴ Même si l'on restreint l'analyse aux personnes qui reçoivent ces types d'aides, les volumes associés à l'aide formelle restent plus faibles que ceux associés à l'aide informelle : 18% des personnes recevant de l'aide formelle en bénéficient plus de trois heures par jour, contre 33% pour l'aide informelle.

³⁵ Des sondages effectués par la SOFRES montrent que les personnes âgées sont peu attirées par la cohabitation, et le sont de moins en moins (Sundström, 1994).

³⁶ La notion de « réservoir d'aide familiale » a été introduite par Moroney dans *The Family and the State* (1976).

³⁷ Selon Sundström (1994), l'éclatement géographique de la famille serait une tendance moins lourde qu'on ne le croit généralement.

³⁸ L'influence de ce facteur n'est aussi peut-être pas si importante que l'on pourrait le croire. Selon Bouget *et al.* (1990, 1992) par exemple, la moitié des adultes qui s'occupent de leurs parents dépendants exercent un emploi, ce qui correspond à la moyenne de leur tranche d'âge.

Marcil-Gratton et Péron (1990) testent sur données transversales une hypothèse alternative, à savoir qu'une aide provenant d'autres membres de la famille pourrait occuper la place laissée vacante par une absence d'aide du conjoint ou des enfants. Ils trouvent par exemple que les personnes âgées sans conjoint ont une probabilité de cohabiter qui dépend relativement peu de la présence ou de l'absence d'enfants (36% parmi les personnes sans enfants, 29 % parmi les personnes ayant un ou deux enfants et 38% parmi les personnes ayant plus de trois enfants). Mais évidemment, la majorité de ceux qui cohabitent et qui ont des enfants vivent chez ces derniers, tandis que ceux qui n'en ont pas vivent chez des frères et soeurs ou des parents plus éloignés. Dans ce sens, les auteurs de l'étude estiment que l'aide de parents plus éloignés pourrait suppléer l'absence d'aide des enfants.

2.2.4. L'évolution du réservoir potentiel d'aidants selon Destinie

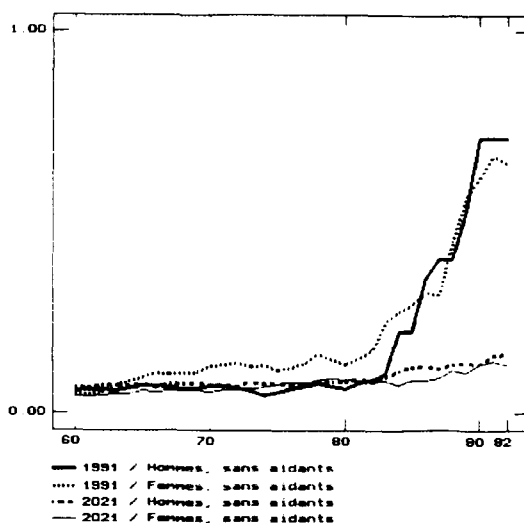
Compte tenu des hypothèses formulées plus haut, la population aidée est répartie en quatre catégories :

- (1) personnes âgées n'ayant ni enfant valide ni conjoint valide,
- (2) personnes âgées ayant un conjoint valide mais pas d'enfants valides,
- (3) personnes âgées ayant des enfants valides mais pas de conjoint valide,
- (4) personnes âgées ayant à la fois un conjoint et des enfants valides.

Le modèle permet d'évaluer la probabilité qu'à une personne d'âge et sexe donnés d'appartenir à l'une de ces quatre catégories. Le même calcul peut évidemment être effectué pour les seules personnes âgées dépendantes. Cependant, à ce niveau de détail, les effectifs de personnes dépendantes sont trop faibles pour produire des résultats significatifs. Aussi, nous ne présentons ici que deux types de résultats : des courbes par sexe et âge représentant l'évolution simulée des structures familiales de la population âgée d'ici à 2021, et des moyennes sur les personnes dépendantes (et sur les personnes âgées) de quelques indicateurs d'offre potentielle d'aidants familiaux.

A âge donné, la proportion d'hommes et de femmes n'ayant ni conjoint ni enfant valide va diminuer entre 1991 et 2021, ce phénomène bénéficiant aux femmes de tous âges, et aux hommes de plus de 80 ans (graphique 14). Ceci est une conséquence de l'accroissement de l'espérance de vie, qui décale l'apparition du veuvage.

Graphique 14
Probabilités par sexe et âge de n'avoir ni conjoint ni enfant vivants en 1991 et 2021



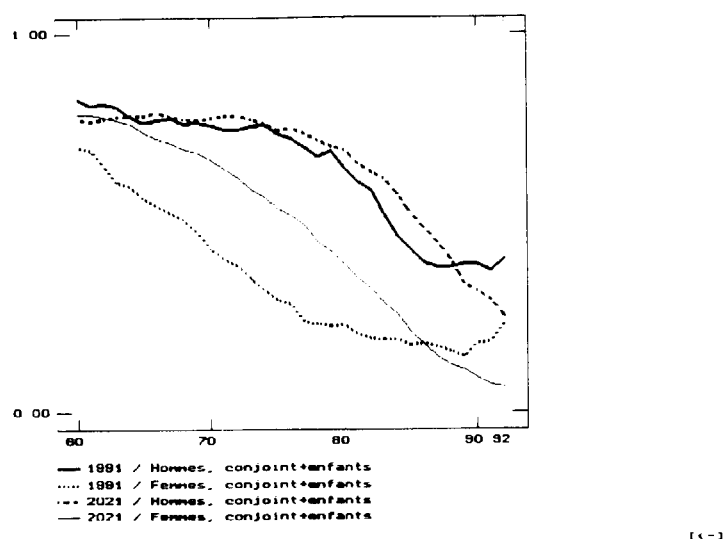
(< -)

Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

NB : La forte baisse enregistrée après 85, plutôt qu'à un biais de la projection, tient probablement à une sous-estimation de la présence d'enfants valides dans le fichier initial.

De manière duale, les évolutions démographiques actuelles entraîneront en général une hausse de la proportion de personnes qui, à âge et sexe donnés, auront à la fois un conjoint et un ou plusieurs enfants valides (graphique 15).

Graphique 15
-Probabilités par sexe et âge d'avoir des enfants valides et un conjoint valide en 1991 et 2021



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Ces résultats obtenus sur l'ensemble de la population âgée ne permettent pas de conclure que les évolutions démographiques aient plutôt dans le sens d'une augmentation du « réservoir potentiel d'aide familiale ». En effet, l'évolution de la structure par âge de la population dépendante nuance le résultat apparent du nombre croissant d'aidants potentiels par personne âgée. Ainsi, l'augmentation de l'âge moyen des hommes dépendants (de 76,5 à 80,6 ans) suffirait, sur le graphique 15, à annuler les évolutions favorables des structures familiales des hommes à âge donné. Par exemple, le pourcentage d'hommes dépendants entourés à la fois de leur conjoint et de descendants reste stable (tableau 3). Pour les femmes, la tendance serait à une diminution de la fréquence de la situation la plus défavorable (absence d'aidant) et à une hausse de 56 à 68 % de la proportion de femmes dépendantes pouvant s'appuyer sur leurs enfants (et uniquement sur eux).

Tableau 3
- Structure du 'réservoir potentiel d'aide familiale' de la population âgée de plus de 65 ans et dépendante [entre crochets de la population âgée de plus de 65 ans] en %

	Hommes		Femmes	
	1992-1996	2016-2020	1992-1996	2016-2020
sans aidants valides	8 [7]	7 [8]	22 [14]	9 [7]
avec conjoint valide, sans enfants	7 [7]	3 [5]	4 [4]	2 [3]
sans conjoint valide, avec enfants valides	24 [16]	33 [16]	56 [47]	68 [42]
avec conjoint valide et enfants valides	60 [70]	58 [72]	19 [36]	22 [48]
Ensemble	100 [100]	100 [100]	100 [100]	100 [100]

Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Selon Destinie, le nombre moyen d'aidant par personne dépendante reste stable sur la période, oscillant entre 4 et 4,4 en moyenne. Ce nombre comprend le conjoint, les enfants et les beaux-enfants.

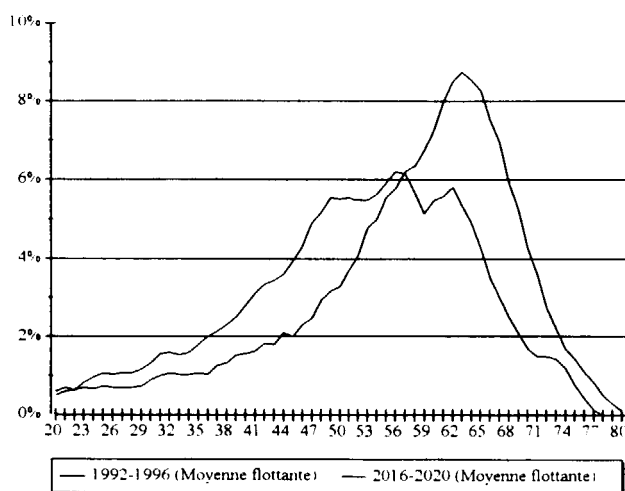
2.2.5. La charge moyenne par aidant

L'augmentation prévisible du nombre de personnes âgées ayant eu un épisode de dépendance risque d'entraîner une hausse de l'aide potentielle demandée à chaque aidant. L'ensemble de ces effets ne peut être correctement chiffré que dans un modèle dynamique qui, seul, permettra d'avoir des estimations des durées de vie vécues en incapacité. Sundstöm (1996) indique par exemple que la probabilité de devoir s'occuper de ses parents à un moment de sa vie ne semble pas diminuer avec le temps, tout du moins en Norvège. En effet, les enfants ont moins de frères et sœurs avec qui partager cette tâche, et les parents vivent plus vieux. Ce type de résultat est très sensible à l'évolution projetée de la prévalence moyenne de la dépendance, et ceux qui sont présentés ici doivent donc être commentés avec précaution.

Pour les personnes âgées sans conjoint valide, ce sont les enfants qui sont les principaux aidants. Les enfants concernés sont donc ceux qui ont un parent décédé et l'autre invalide, ou ceux qui ont deux parents invalides.

Selon Destinie, les enfants devraient s'occuper d'au moins un parent invalide vivant seul de plus en plus tard au cours de leur cycle de vie : alors qu'au début des années 90, ils avaient principalement entre 50 et 60 ans, ils auraient dans les années 2020 entre 60 et 70 ans (graphique 16).

Graphique 16
Probabilité par âge d'avoir un parent vivant seul et invalide



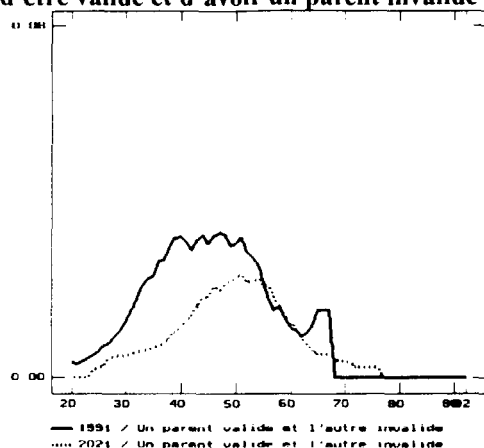
Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

La probabilité d'avoir deux parents invalides est toujours très faible (inférieure à 0,1 % à tous les âges). Ces résultats sont cohérents avec ceux de Bouget *et al.* (1990, 1992), selon lesquels plus de 70% des personnes ayant un parent âgé ont entre 45 et 64 ans.

Lorsqu'un des parents est valide, et l'autre invalide, les enfants sont souvent aidants secondaires. C'est entre 35 et 50 que les enfants sont le plus susceptibles d'être dans cette situation en 1991, et entre 45 et 55 ans en 2021 (graphique 17).

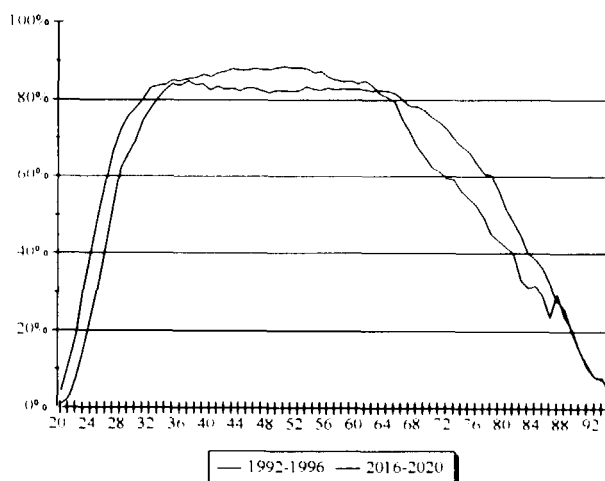
Selon Destinie, la proportion d'individus aux âges élevés ayant un conjoint valide augmente (graphique 18). Ce résultat, optimiste, reste très lié aux hypothèses d'évolution de la dépendance qui ont été faites (recul des probabilités d'entrer en dépendance avec les probabilités de décéder, et donc diminution des taux de prévalence de la dépendance à âge donné).

Graphique 17
Probabilité par âge d'être valide et d'avoir un parent valide et un parent valide, en 1991 et 2021



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Graphique 18
Probabilité par âge d'avoir un conjoint valide

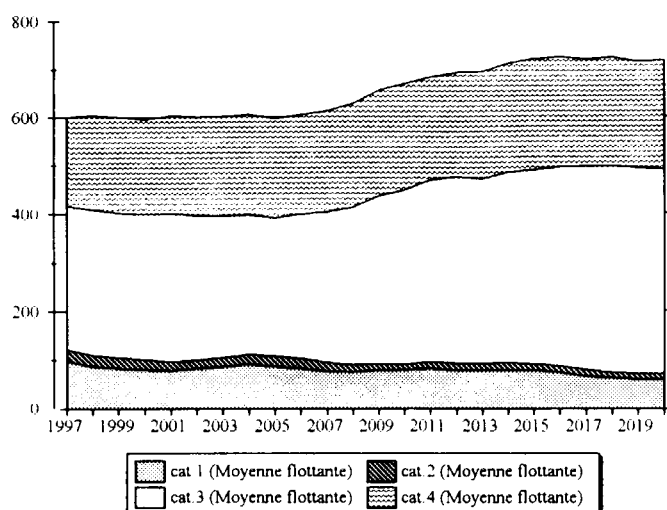


Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

3. SIMULER UNE PRESTATION AUTONOMIE ?

Destinie prévoit une croissance modérée de la population âgée dépendante, de l'ordre de 20 % entre 1998 et 2020. Le nombre de personnes dépendantes n'ayant ni conjoint ni enfant pour les aider diminue à l'horizon 2020 (graphique 19). La proportion croissante des personnes dépendantes avec au moins un enfant valide peut laisser présager une augmentation de la part de volume d'aide informelle. Mais ce résultat est à nuancer compte tenu de l'éloignement géographique croissant entre parents et enfants d'une part, des charges professionnelles et familiales des enfants aidants d'autre part.

Graphique 19
Nombre de personnes âgées dépendantes (en milliers), selon le type d'aidants potentiels.



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Cat.1 désigne les personnes âgées dépendantes n'ayant pas d'aidant valide

Cat.2 désigne les personnes âgées dépendantes ayant un conjoint valide, mais aucun enfant valide

Cat.3 désigne les personnes âgées dépendantes ayant des enfants valides, mais pas de conjoint valide

Cat.4 désigne les personnes âgées dépendantes ayant à la fois un conjoint et des enfants valides

Le volume de services à domicile dispensés aux personnes âgées dépendantes pourrait sensiblement augmenter, non seulement parce que l'éclatement géographique des familles y contribuerait, mais aussi parce que l'arrivée à la retraite de générations ayant eu des carrières plus complètes (avec l'accroissement notable de l'activité féminine) pourrait solvabiliser une partie de la demande compte tenu de l'effet revenu, et ce, en dehors de tout dispositif spécifique d'aide publique type prestation autonomie.

Toutefois, à cause des contraintes financières au recours à des services à domicile, un consensus semble établi pour mettre en place une aide sociale en faveur des personnes dépendantes les plus modestes. Pour analyser la mise sous condition de ressources de la prestation autonomie, il importe de projeter l'évolution du niveau de vie des retraités, et en particulier des plus âgés d'entre eux, les plus susceptibles d'être touchés par une forme plus ou moins invalidante d'incapacité.

3.1. Les revenus des personnes âgées dépendantes.

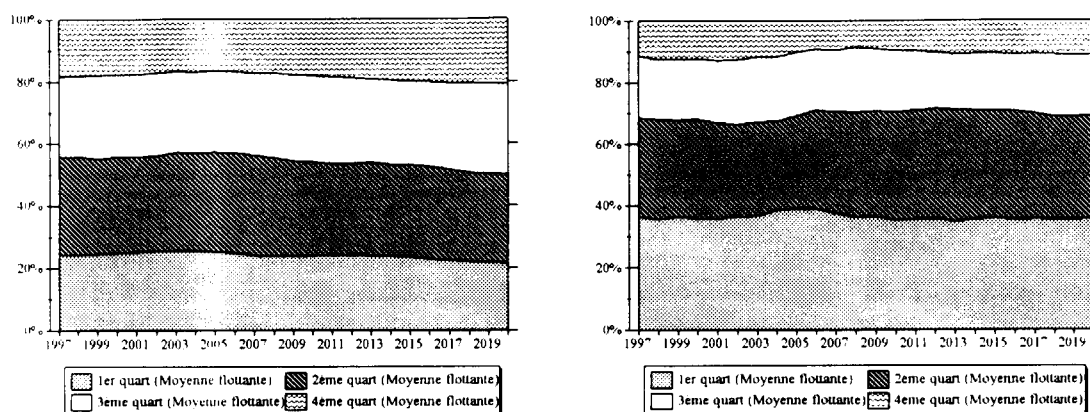
Les critères actuels d'attribution de la PSD prennent en compte, outre le degré d'incapacité, le niveau de revenu du ménage.

Dans Destinie, la modélisation des carrières salariales permet d'apprécier - sous l'hypothèse de non modification du calcul des droits - le montant des pensions des futurs retraités. L'évolution d'un paramètre-clé - le taux de revalorisation des pensions - est susceptible d'influer fortement sur le niveau de vie des retraités.

Depuis une dizaine d'années, les pensions versées par la CNAV sont indexées sur les prix - malgré quelques « coups de pouce » ponctuels. La réforme de 1993 des retraites a officialisé ce principe jusque 1998, et la mesure a été reconduite pour 1999. En faisant l'hypothèse que cette mesure sera reconduite pendant toute la période d'analyse, Destinie calcule l'évolution du niveau de vie des plus de 65 ans et des personnes âgées dépendantes.

Destinie prévoit une stabilisation du niveau de vie des personnes âgées dépendantes relativement à celle de l'ensemble de la population jusqu'au début du siècle prochain. L'évolution est comparable à celle de l'ensemble des personnes âgées de plus de 65 ans (graphique 20).

Graphique 20
Répartition des personnes âgées ou dépendantes
dans les quartiles des niveaux de vie de l'ensemble de la population à la même date,
dans le scénario où les retraites sont indexées sur les prix.
Ensemble des personnes âgées de 65 ans et plus **Ensemble des personnes âgées dépendantes**



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Mode de lecture : En l'an 2000, 22% des personnes âgées ont un niveau de vie inférieur au premier quartile des niveaux de vie de l'ensemble de la population.

Mais après 2005, les évolutions divergent : la situation de l'ensemble des personnes âgées s'améliore sous l'effet de l'arrivée à la retraite de personnes ayant effectué des carrières complètes et de l'accroissement des taux d'activité féminins. En 2020, 50 % des personnes âgées ont un revenu par unité de consommation inférieur à la médiane des niveaux de vie de l'ensemble de la population contre un peu moins de 60 % au début des années 1990.

En revanche, la situation relative des personnes dépendantes stagne : en 2020 comme en 1997, 70 % d'entre elles ont un revenu par unité de consommation inférieur à la médiane des niveaux de vie de la population totale. Il faut y voir l'effet du mode de revalorisation des pensions. Les inégalités de revenus au sein des retraités se creusent au détriment des plus âgés (puisque'ils ne bénéficient pas des gains de croissance postérieurs à l'année de leur liquidation). Comme la prévalence de la dépendance se déplace simultanément vers les âges élevés, la dépendance affecte d'abord les retraités aux revenus les plus faibles.

Bien sûr, le choix d'un autre mode d'indexation (par exemple plus proche de la croissance du salaire net moyen) gommerait partiellement cet effet et provoquerait moins d'écart entre les personnes dépendantes et l'ensemble de la population des plus de 65 ans.

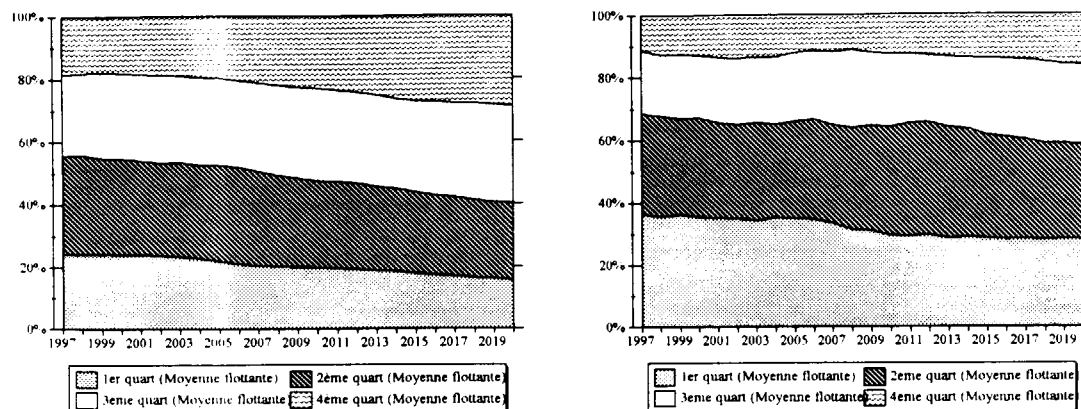
A titre d'illustration, la variante ci-dessous décrit les évolutions sous l'hypothèse selon laquelle les pensions CNAV sont indexées sur la base d'un demi-point de moins que la croissance du salaire net moyen³⁹ (à l'exclusion des retraites complémentaires, qui demeurent alignées sur l'évolution des prix à la consommation). Dans Destinie, ceci correspond à une revalorisation moyenne annuelle des retraites CNAV d'un peu plus d'un pour-cent en termes réels.

Les niveaux de vie des personnes âgées, qu'elles soient dépendantes ou non, sont alors fortement améliorés. En 2040, la proportion de personnes ayant un revenu par unité de consommation inférieur à la médiane baisse

³⁹ Rappelons que le mode d'indexation joue non seulement sur le montant des pensions déjà liquidées, mais aussi sur le montant des pensions lors de la liquidation puisqu'il sert à la revalorisation des salaires passés pour calculer le salaire de référence.

jusqu'à 40 % pour l'ensemble des personnes âgées, et devient inférieure à 60 % pour les personnes âgées dépendantes (graphique 21).

Graphique 21
Répartition des personnes âgées ou dépendantes
dans les quartiles des niveaux de vie de l'ensemble de la population à la même date,
dans le scénario où les retraites sont indexées sur le salaire net moyen.
Ensemble des personnes âgées de 65 ans et plus *Ensemble des personnes âgées dépendantes*



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Le coût financier d'une aide attribuée sous conditions de ressources est de ce fait très largement dépendant des choix faits en termes d'indexation des retraites au cours des prochaines années.

3.2. La sensibilité aux hypothèses d'indexation

L'exercice consiste à évaluer l'évolution possible des masses financières en jeu dans le cadre d'une prestation autonomie. Evidemment, il ne s'agit aucunement de commenter le niveau des chiffres, puisque Destinie ne distingue pas les différents stades d'incapacité ouvrant droit à des montants de prestations différenciés. En revanche, le modèle permet d'analyser la sensibilité de ces évolutions aux différents scénarios d'indexation.

Chaque scénario croise un mode d'indexation particulier des retraites (soit sur les prix, soit sur le salaire net moyen moins un demi-point), avec un mode d'indexation des montants de la prestation autonomie (soit sur les prix, soit sur le salaire net moyen).

Dans Destinie, si elles vérifient la condition de ressources, toutes les personnes dépendantes sont supposées bénéficier de la totalité de l'allocation (le niveau de la prestation n'est pas modulé selon l'intensité du handicap). Cette allocation est définie comme un seuil, qui vaut 5000 F en 1998, et qui est revalorisé chaque année selon le scénario retenu.

Pour une personne seule dont les revenus ne dépassent pas le seuil, la montant de la prestation sera équivalent à ce dernier. Dans le cas contraire, l'allocation sera différentielle de manière à porter le revenu total de cette personne à deux fois le seuil. L'allocation est nulle pour un revenu supérieur à deux fois le seuil.

Pour une personne vivant en couple, l'allocation sera égale au montant du seuil si le revenu du couple est inférieur à deux fois le seuil. Au-delà, l'allocation sera versée de façon différentielle de telle sorte que les revenus du couple atteignent trois fois le seuil (elle sera nulle pour des revenus supérieurs à trois fois le seuil).

Dans un cas, le seuil est indexé sur les prix, dans l'autre il est indexé sur la progression du salaire net moyen (soit un peu plus de 1,5 % par an en moyenne). Cette indexation sur le salaire moyen paraît particulièrement légitime, puisque l'objet de la prestation est la compensation du coût d'un service : à la limite, une indexation sur le coût total du travail pourrait même être justifiée, mais elle n'a pas été envisagée ici.

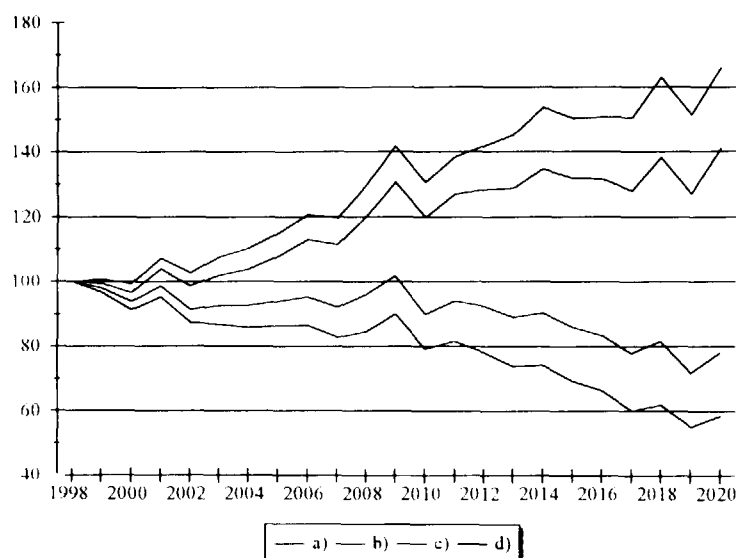
Quatre scénarii sont ainsi proposés :

a) indexation des retraites CNAV et du seuil sur les prix

- b) indexation des retraites CNAV sur les prix et du seuil sur le salaire net moyen
- c) indexation des retraites CNAV sur le salaire net moyen moins un demi-point et du seuil sur les prix
- d) indexation des retraites CNAV sur le salaire net moyen moins un demi-point et du seuil sur le salaire net moyen

Le graphique 22 visualise l'évolution de la masse des prestations consenties au titre de la prestation autonomie jusqu'en 2020 selon le scénario retenu. Les courbes retracent les évolutions des masses, exprimées en base 100 en 1998.

Graphique 22
Evolution des masses pressenties de la prestation autonomie en base 100 en 98,
selon les quatre scénarii retenus.



Source : modèle de microsimulation Destinie, INSEE

Le résultat final varie du simple au triple selon que l'on retient le scénario c) (indice 59 en 2020) ou le scénario b) (indice 166 en 2020). L'hypothèse d'indexation du seuil joue un rôle plus prépondérant que l'hypothèse d'indexation des pensions CNAV. Le fait d'indexer le seuil sur le salaire net moyen ou sur les prix implique une différence de 40 % en 2020 sur le montant du seuil.

CONCLUSION

Le modèle de microsimulation Destinie est un outil bien adapté pour mener une réflexion quant à l'influence de la prise en compte d'effets structurels (liés à l'âge et à la composition des familles) sur l'évolution de l'effectif des personnes pouvant prétendre à une « allocation dépendance ».

Si la détermination du nombre et des caractéristiques des personnes âgées dépendantes reste un exercice difficile, un certain nombre de résultats variantiels sont pertinents. Ils indiquent en particulier que les évaluations des coûts financiers d'une aide attribuée sous conditions de ressources dépendent largement de l'évolution des revenus des personnes âgées, et donc des choix faits quant à l'indexation des retraites au cours des prochaines années.

ANNEXE 1 - DEFINITION ET MESURE DE LA DEPENDANCE.

Des définitions objectives ou subjectives

La Classification Internationale des Handicaps, élaborée à l'instigation de l'Organisation Mondiale de la Santé a contribué à clarifier les concepts généralement associés à la notion de dépendance (CTNERHI, 1988) :

- La *déficience* désigne l'altération d'une structure ou fonction psychologique, physiologique ou anatomique. Evaluée en référence à une norme biomédicale, la déficience peut ne pas être perçue par celui qui en est atteint.

- L'*incapacité* correspond à une réduction (résultant d'une déficience) des possibilités d'accomplissement de certaines activités naturelles, telles que se lever, se déplacer... Ce n'est donc plus l'écart à un état idéal (et théorique) qui importe, mais uniquement les manifestations objectives de cet écart.

- Le *désavantage ou handicap* qualifie les difficultés qu'a un individu atteint d'une déficience ou d'une incapacité à avoir une activité sociale jugée normale (au regard des normes culturelles de son milieu). Par exemple, un individu qui sort avec peine de son domicile (incapacité), peut voir de ce fait son réseau de sociabilité se réduire (désavantage).

La *dépendance* au sens strict est alors définie comme le recours à un tiers pour les actes de la vie courante.

Combinée à la diversité des données utilisées, la multiplicité des concepts se traduit par l'existence d'un très grand nombre de grilles de mesure. Chaque utilisateur doit en effet disposer d'une mesure parfaitement adaptée à l'usage qu'il veut en faire, même si cela a l'inconvénient de nuire à la comparabilité des résultats :

Apprécier les besoins des personnes âgées.

- La mesure de la dépendance obtenue à partir de la *grille de Kuntzmann* a pour objet d'apprécier les besoins en personnel requis par les personnes étudiées. Neuf indicateurs décrivent cinq domaines (besoins personnels, déplacement, continence, état psychique, besoins en soins). Ils permettent d'attribuer un score de dépendance compris entre 0 et 10. Cette méthode a été appliquée sur l'enquête personnes âgées en institution 1987-88 du CREDES (MIZRAHI et SERMET, 1989).

- Le SESI, Service des Statistiques des Etudes et des Systèmes d'Information du Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, a également élaboré une grille d'évaluation de la dépendance (KERJOSSE, 1992). Cinq rubriques portant sur la dépendance physique (alimentation, toilette, habillage, incontinence, déplacements) permettent de classer les personnes âgées en quatre groupes. La définition de ces classes de dépendance physique s'appuie sur les recherches de l'INSERM selon lesquelles deux éléments principaux permettent de repérer les personnes désavantagées : le confinement, et la dépendance d'un tiers pour faire sa toilette et pour s'habiller. Les 8 350 000 personnes de plus de 65 ans vivant à domicile (94%) ou en établissement (6%) sont donc réparties en 4 catégories selon la grille dite de « Colvez » : confinées au lit ou au fauteuil (230 000), non confinées mais aidées pour la toilette et l'habillage (320 000), non confinées ni aidées pour la toilette et l'habillage mais aidées pour sortir (940 000), non dépendantes (KERJOSSE, LEBEAUPIN, 1993). Trois rubriques supplémentaires (orientation dans le temps et l'espace, comportement, aide pour l'orientation et le comportement) permettent d'affiner cette classification en scindant chacune des quatre catégories précédentes en deux sous-catégories suivant le niveau de dépendance psychique.

- La grille AGGIR (Autonomie Gérontologique Groupe Iso-Ressources) a été conçue pour l'évaluation de la charge de travail liée à la dépendance de personnes âgées, qu'elles vivent à domicile ou en institution. Cette grille se base sur dix items discriminants, portant sur la cohérence, l'orientation, la toilette du haut et du bas du corps, l'habillage (haut, moyen et bas), l'alimentation, l'élimination urinaire et fécale, les transferts, les déplacements à l'intérieur et à l'extérieur et la communication à distance. En fonction de ce que la personne âgée fait, ne fait pas ou fait partiellement dans ces dix domaines, elle est classée par un algorithme complexe dans un des six groupes iso-ressources, représentatifs d'une mobilisation de moyens en personnel soignant. Le groupe 1 désigne les personnes ayant perdu leur autonomie mentale, corporelle, locomotrice et sociale et qui nécessitent une présence indispensable et continue d'intervenants. Le groupe 2 se compose à la fois de « grabataires lucides » et des « déments déambulants ». Au groupe 3 appartiennent les personnes ayant conservé leur autonomie mentale et partiellement leur autonomie locomotrice, mais qui nécessitent quotidiennement et plusieurs fois par jour des aides pour leur autonomie corporelle. Au sein du groupe 4, on retrouve les personnes qui n'assument pas seules leurs transferts, mais qui, une fois levées, se déplacent dans leur logement, et qui par ailleurs doivent être aidés ou stimulés pour la toilette ou l'habillage. On retrouve également les personnes qui n'ont pas de problèmes locomoteurs mais qu'il faut aider pour les activités

corporelles, y compris les repas. Les groupes 5 et 6 se subdivisent eux-mêmes en sous groupes. Les personnes du groupe 5 nécessitent des aides ponctuelles (typiquement des heures d'aide ménagère), et les personnes du groupe 6 sont considérées comme non -dépendantes (Vetel, 1994a et b).

- Les définitions utilisées par les assureurs privés varient d'un contrat à l'autre. La plupart des contrats exigent une impossibilité permanente d'effectuer seul trois des actes de la vie quotidienne (se laver, se déplacer, se nourrir, s'habiller). Certains contrats se basent également sur une prise en charge par la Sécurité sociale (versements de forfaits de soins à domicile ou en institution). D'autres font intervenir le plus grand intervalle d'autonomie dans la journée ou la durée cumulée d'intervention en 24 heures. Dans l'enquête « Services de proximité » une variable mesure le temps maximum pendant lequel la personne peut rester seule. Cette question permet notamment -espère-t-on - de repérer une dépendance psychique.

Estimer l'état de santé.

- *L'indicateur d'invalidité en 8 postes du CREDES* a pour objet de fournir une information objective sur la population étudiée. Les conséquences en termes d'incapacité des maladies, déficiences et éventuellement des traitements suivis par chaque enquêté sont évaluées par un médecin, compte tenu des connaissances médicales à la date de la mesure. Cet indicateur a été calculé à partir de l'enquête santé 1991-92 de l'INSEE pour les personnes âgées vivant à domicile, et à partir de l'enquête 1987-88 du CREDES pour les personnes âgées de plus de 80 ans vivant en institution. D'après l'enquête santé, 7,5 % des plus de 65 ans et 15% des plus de 80 ans avaient une activité domestique très ralentie en 1991 (postes 5 à 8 de l'indicateur). Ils étaient 77,8% parmi les plus de 80 ans vivant en institution (MIZRAHI et MIZRAHI, 1994).

- Dans le calcul de *l'espérance de vie sans incapacité*, le critère central est celui de la mobilité (MORMICHE et ROBINE, 1993, 1994). En effet, l'incapacité est ici étudiée sur l'ensemble du cycle de vie, et ne repose donc pas sur des critères conçus pour les personnes âgées. Pour les personnes vivant à domicile, les incapacités de court terme (arrêt de l'activité) s'ajoutent aux incapacités de long terme - sévères (ne se lève pas ou peut se lever un peu) ou modérées (peut sortir avec l'aide d'une autre personne, d'un appareil ou d'une canne ou n'a besoin d'aucune aide mais ressent certaines limitations ou gênes). Pour les personnes vivant en institution, l'incapacité sévère est caractérisée par le confinement au lit ou au fauteuil, ou par le recours à une autre personne pour la toilette ou l'habillage, tandis que l'incapacité modérée correspond à une aide pour sortir de l'établissement ou à une dépendance psychique. Les données de l'enquête Santé 91-92 de l'Insee et de l'enquête EHPA 1990 auprès des établissements hébergeant des personnes âgées conduisent à une espérance de vie sans incapacité de 63,9 ans pour les hommes (sur une espérance de vie totale de 72,9 ans en 1991), et à une espérance de vie sans incapacité de 68,8 ans pour les femmes (sur une espérance de vie totale de 81,1 ans). Les espérances de vie sans incapacité sévère sont de 71,9 ans pour les hommes et de 79,3 ans pour les femmes.

Le principal déterminant de l'incapacité est l'existence de certaines maladies chroniques. Celles-ci devenant plus fréquentes à mesure que l'individu vieillit, l'incapacité apparaît très corrélée avec l'âge. Mais Manton (1989) insiste sur le fait que cette corrélation ne doit pas conduire à interpréter l'incapacité comme une conséquence directe du vieillissement.

La dépendance apparaît aussi liée au lieu de vie - domicile ordinaire ou institution. Mais le choix du lieu de sera considéré ici comme une réponse à une situation de dépendance, plutôt que comme un facteur de l'évolution de cette dernière. Aussi, nous ne modéliserons pas ce choix dans notre étude, ce qui permet par ailleurs de ne pas faire d'hypothèse sur l'évolution future de ce mode de prise en charge (et a de surcroît l'avantage de la simplicité). C'est également la stratégie qu'ont défendue et retenue Kunkel et Applebaum (1992) pour leur projection du nombre de personnes dépendantes⁴⁰.

Plusieurs études se sont intéressées aux facteurs socio-économiques permettant de prédire la dépendance (ou l'incapacité). Par exemple, une étude transversale sur données françaises indique que chez les personnes de plus de 75 ans, l'âge, le sexe féminin, l'isolement et un faible revenu augmentent toutes choses égales par ailleurs la probabilité d'être dépendant (CNAVTS, 1994). L'intérêt de prendre en compte les caractéristiques socio-économiques serait d'ailleurs plus grand pour l'estimation de la dépendance (i.e. du besoin d'aide) que pour l'estimation de l'incapacité. C'est en tout cas ce que suggèrent les résultats de Légaré, Carrière et Jenkins (1995) : le besoin d'aide exprimé par la population de plus de 60 ans vivant en ménage ordinaire varie, pour un même niveau d'incapacité, en fonction de l'âge, du sexe, du statut matrimonial, du revenu, de l'origine ethnique et du lieu de résidence⁴¹.

Toutes les études s'accordent semble-t-il sur le pouvoir prédictif du statut matrimonial et d'un indicateur de niveau social (les effets des revenus n'étant en général pas distingués de ceux du niveau d'éducation ou de la CS). Or, la structure sociale selon ces critères va vraisemblablement connaître des modifications importantes dans le futur. Ainsi, les tendances passées et futures seraient à une augmentation de la proportion de personnes âgées vivant en couple. Entre 1968 et 1990 par exemple, la proportion de 75-79 ans sans conjoint dans un ménage de plusieurs personnes est passée de 26 à 10%, mais la proportion de 75-79 ans vivant en couple a augmenté (de 38 à 50%). Au total, le pourcentage de personnes de 75-79 ans seules a légèrement augmenté (de 30 à 35%) (Desplanques, 1996). Selon Desplanques (1996), l'augmentation de la solitude a donc comme principale cause la décohabitation, tandis que l'augmentation de l'espérance de vie en couple résulte de l'évolution de la mortalité et donc du veuvage. Toutefois, ce même auteur note que le divorce pourrait devenir un facteur important de l'évolution des structures familiales dans le futur⁴². Sundström (1994) décrit le même type de situations pour tous les pays de l'OCDE : hausse de la nuptialité et dans beaucoup de pays, allongement de la durée de vie en couple dû à une plus grande longévité, mais aussi augmentation des divorces.

⁴⁰ Ces auteurs se basent sur les projections de populations officielles, auxquelles ils combinent des taux de prévalence dans plusieurs niveaux d'incapacité par âge et sexe. Ces taux résultent de l'agrégation de données issues de deux enquêtes américaines, l'une auprès des personnes âgées vivant à domicile (National Long-Term Care Survey, 1982) et l'autre auprès des personnes âgées en institution (National Nursing Home Survey, 1985). Malheureusement, l'enquête LSOA (que nous avons utilisée) ne concerne que les individus en domicile ordinaire.

⁴¹ Aux Etats-Unis, K. Manton avait aussi effectué des projections du niveau d'incapacité des personnes âgées en se basant sur des projections de population par âge, sexe et statut matrimonial (Manton, 1989). Dans cette étude sont considérés cinq niveaux d'incapacité, et les individus vivant en institution ou à domicile sont traités séparément. Les taux de prévalence utilisés proviennent du National Long Term Care Survey (échantillon transversal de 1984) pour les ménages ordinaires, et du National Nursing Home Survey (1985) pour les ménages en institution.

⁴² Les études basées sur les ménages conduisent à des résultats un peu différents : les projections de ménages d'ici à 2010 décrivent un accroissement de la proportion de couples parmi les ménages âgés, mais plutôt une diminution de la proportion de personnes seules (Louvot, 1994).

A partir de l'enquête 'Service de proximité' (1996) de l'Insee, on montre que les facteurs suivants sont associés à une plus forte probabilité d'être à un niveau d'incapacité plus élevé (cette dernière étant mesurée suivant la grille de Colvez. Cf. annexe 1).

- L'âge apparaît comme le premier facteur explicatif de la dépendance des personnes âgées vivant à domicile.
- Le sexe ne semble en revanche pas avoir d'influence, peut-être car les femmes dépendantes vivent souvent en institution.
- A caractéristiques socio-démographiques données, les problèmes de santé augmentent de manière très forte la probabilité d'être dépendant. Sont plus susceptibles d'être dépendantes les personnes âgées qui sont suivies régulièrement pour une maladie grave ou chronique, celles dont l'état de santé est médiocre ou qui ont dû cesser leurs activités au cours des douze derniers mois pour des raisons de santé. De même, la consommation de soins est un bon facteur prédictif de la dépendance. Cette dernière est plus fréquente parmi les personnes âgées qui ont fait un séjour à l'hôpital au cours des douze derniers mois, qui ont consulté plusieurs fois un médecin ou qui prennent régulièrement des médicaments⁴³.
- Toutes choses égales par ailleurs, un faible niveau d'éducation augmente la probabilité d'être dépendant. Le fait d'avoir exercé une activité dans le passé joue en revanche un rôle protecteur vis-à-vis de la dépendance. Enfin, si aucun lien statistique entre revenu et dépendance n'a pu être décelé, de nombreux indicateurs de niveau de vie se sont en revanche révélés liés à la dépendance. Ainsi, les personnes vivant dans un ménage qui est 'à l'aise' ou 'pour lequel ça va' ont-elles une plus faible probabilité d'être dépendantes que celles qui déclarent 'y arriver difficilement' ou 'ne pas y arriver sans faire de dettes' (9,5% des personnes âgées). Plusieurs autres indicateurs d'aisance financière ont également un pouvoir prédictif du niveau de dépendance : ainsi, les personnes âgées appartenant à un ménage qui a éprouvé des difficultés à faire face aux dépenses courantes dans les deux années précédentes (environ 4%) ou celles qui ont dû différer le paiement de leurs loyers (un peu plus de 1%) sont plus dépendantes.
- Enfin, le type de ménage dans lequel vit la personne âgée apparaît très lié à la dépendance. Les moins dépendantes sont les personnes vivant seules, suivies de celles qui vivent en couple. En revanche, celles qui vivent avec leurs enfants, ou avec un autre membre de leur famille sont plus fréquemment dépendantes. L'influence du type de ménage traduit donc vraisemblablement ici un effet de sélection : lorsqu'elles deviennent dépendantes, les personnes seules sont sans doute amenées à entrer en institution ou à se faire héberger chez des proches⁴⁴.

MODELE LOGIT ORDONNE DU NIVEAU D'INCAPACITE

source= échantillons national et Ile-de-France

Number of observations used = 2427 (services de proximité, 1996)

Dependent Variable=COLVEZ

Weighted Frequency Counts for the Ordered Response Categories

Level	Count
1	55 confiné lit/fauteuil
2	64 aidé pour toilette
3	96 aidé pour sortir
4	2212 non dépendant

Log Likelihood for LOGISTIC -852.3400107

Variable	DF	Estimate	Std Err	ChiSquare	Pr>Chi	Label/Value
INTERCPT	1	-1.612378	0.3243	24.71958	0.0001	Intercept
ACTPA	1			10.42613	0.0012	activité passée ?
	1	-0.6324237	0.19586	10.42613	0.0012	oui
	0	0	0	.	.	non
EDUC	2			10.71453	0.0047	niveau de scolarisation
	1	0.75775607	0.231499	10.71423	0.0011	<dernière année ét. prim.
	1	0.39501678	0.194563	4.122004	0.0423	dernière année ét. prim.
	0	0	0	.	.	niveau supérieur
TRAGE	5			152.5123	0.0001	âge
	1	-3.2003412	0.29785	115.4511	0.0001	65-69
	1	-2.5480427	0.272841	87.21573	0.0001	70-74

⁴³ Ces différentes caractéristiques n'ont toutefois pas été conservées dans le modèle économétrique final, du fait de leur trop grande proximité avec la variable expliquée.

⁴⁴ C'est pour cela que la variable 'type de ménage' n'a pas été conservée comme dans le modèle économétrique final.

	1	-2.3995661	0.286884	69.96054	0.0001	75-79
	1	-1.8310336	0.282363	42.05111	0.0001	80-84
	1	-1.208517	0.281657	18.41042	0.0001	85-89
	0	0	0	.	.	90 et plus
AISANCE	2			9.84919	0.0073	Situation du ménage
	1	0.68543877	0.230992	8.805249	0.0030	'vous y arrivez diffici.'
	1	0.05483547	0.168943	0.105352	0.7455	'il faut faire attention'
	0	0	0	.	.	'ça va' ou 'vous êtes à l'aise'
INTER.2	1	0.85156976	0.106201			2
INTER.3	1	1.55805054	0.125626			3

Tenir compte d'un indicateur de niveau social et des structures familiales dans le processus d'apparition de l'incapacité paraît d'autant plus important que ces deux facteurs conditionnent également l'aide que pourra recevoir la personne âgée. Mais bien sûr, ceci nécessite de disposer de probabilités de transitions entre différents états (autonomie, incapacité, mort) fonction de ces deux caractéristiques et non uniquement de l'âge et du sexe.

ANNEXE 3. LA SIMULATION DE L'INCAPACITE

Choix théoriques : le choix d'un modèle relationnel reliant transition vers la dépendance et force de mortalité sur données américaines.

En France, il n'existe aucune donnée nationale sur les transitions vers la dépendance (il existe des sources de données locales, généralement centrées sur un type de dépendance particulier, généralement la démence). Les Etats-Unis en revanche disposent des résultats d'une enquête par panel, le Longitudinal Study On Aging (LSOA). Jusqu'à présent, quatre passages ont été effectués (1984, 1986, 1988 et 1990), ce qui permet de disposer de probabilités de transition à deux ans entre différents états (autonomie, incapacité, mort).

Deux stratégies sont possibles pour adapter les résultats américains au cas français :

(a) On peut exploiter les données américaines pour estimer des probabilités de transition entre différents états, et pour expliquer ces probabilités à l'aide de déterminants socio-économiques. Ensuite, on suppose que l'on peut substituer les facteurs socio-démographiques français aux facteurs socio-démographiques américains pour calculer les probabilités de transition d'un français j . Pour les transitions de l'autonomie vers l'incapacité, ceci reviendrait par exemple à estimer le modèle suivant sur données américaines (modèle logit multinomial):

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = inc | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = a_1^{US} + b_1^{US} * sexe_i + c_1^{US} * age_i + d_1^{US} * agefinetude_i$$
$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = mort | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = a_2^{US} + b_2^{US} * sexe_i + c_2^{US} * age_i + d_2^{US} * agefinetude_i$$

puis à utiliser le modèle ci-dessous pour la simulation sur données françaises :

$$\ln \left(\frac{P(Y_j^{t+2} = inc | Y_j^t = aut)}{P(Y_j^{t+2} = aut | Y_j^t = aut)} \right) = a_1^{US} + b_1^{US} * sexe_j + c_1^{US} * age_j + d_1^{US} * agefinetude_j$$
$$\ln \left(\frac{P(Y_j^{t+2} = mort | Y_j^t = aut)}{P(Y_j^{t+2} = aut | Y_j^t = aut)} \right) = a_2^{US} + b_2^{US} * sexe_j + c_2^{US} * age_j + d_2^{US} * agefinetude_j$$

(b) De manière alternative, on peut estimer un modèle relationnel supposé rendre compte de « relations biologiques ». Une étude récente de Desplanques, Mizrahi et Mizrahi (1996), portant sur les hommes de 25 à 65 ans, indique par exemple qu'il existe une très forte corrélation entre la morbidité et la mortalité de différentes classes sociales, et ce, pour différents indicateurs de ces grandeurs. En fait, cette étude montre que les corrélations les plus fortes s'observent entre la mortalité et la morbidité générales (la corrélation est de 0,96 entre la mortalité et le risque vital, 0,95 entre la mortalité et l'invalidité), et que les liens entre morbidité et mortalité par cause sont plus élevés pour les maladies chroniques que pour les maladies aiguës. Dans la microsimulation, on suppose que ces résultats s'étendent aux personnes âgées, et qu'il existe donc un lien fort, observable au niveau individuel, entre l'incapacité (ou les pathologies incapacitantes) et la mortalité. Plus précisément, on postule que les transitions de l'individu entre les différents états sont largement déterminées par la probabilité de décès à un an de l'individu, qui est supposée refléter sa vulnérabilité. Empiriquement, ces liens sont modélisés par des modèles du type de celui qui figure ci-dessous, qui relie les probabilités de transition et logit du quotient de mortalité⁴⁵ :

⁴⁵ Ce quotient est le rapport du nombre de décès d'individus de caractéristiques données (à âge et sexe fixés ici) sur l'effectif de ces individus en début de période. Il est calculé à partir des transitions observées dans l'enquête LSOA.

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = inc | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = a_1^{US} + b_1^{US} * sexe_i + c_1^{US} * \text{logit}(QM(sexe_i, age_i))$$

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = mort | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = a_2^{US} + b_2^{US} * sexe_i + c_2^{US} * \text{logit}(QM(sexe_i, age_i))$$

On transpose ensuite ce modèle relationnel au cas français. Comme ce modèle décrit le lien entre quotient de mortalité, rien n'interdit d'essayer d'affiner les probabilités de transition en utilisant un quotient de mortalité plus précis. Ainsi, dans le cas français, le quotient de mortalité a-t-il été calculé par âge, sexe et âge de fin d'étude. Cette démarche a plusieurs avantages. D'abord, elle permet de relier l'évolution de l'ensemble des transitions observées à celle de la seule mortalité générale. Les tendances de l'évolution de l'incapacité ne seront donc pas fixées a priori, mais se déduiront de l'évolution de la mortalité (telle qu'elle est projetée par l'Insee)⁴⁶. Ensuite, ce type de modèle relationnel permet d'utiliser des facteurs explicatifs différents dans les cas américains et français. Ici par exemple, on peut rajouter l'âge de fin d'études pour les estimations portant sur le cas de la France, alors qu'il aurait sans doute été délicat de supposer - dans le cadre d'une approche de type (a) - que les âges de fin d'étude américain et français correspondent à la même réalité sociale, et donc que l'un peut se substituer à l'autre dans les estimations.

$$\ln \left(\frac{P(Y_j^{t+2} = inc | Y_j^t = aut)}{P(Y_j^{t+2} = aut | Y_j^t = aut)} \right) = a_1^{US} + b_1^{US} * sexe_j + c_1^{US} * \text{logit}(QM(sexe_j, age_j, agefinetude_j))$$

$$\ln \left(\frac{P(Y_j^{t+2} = mort | Y_j^t = aut)}{P(Y_j^{t+2} = aut | Y_j^t = aut)} \right) = a_2^{US} + b_2^{US} * sexe_j + c_2^{US} * \text{logit}(QM(sexe_j, age_j, agefinetude_j))$$

Notons que les modèles multinomiaux retenus permettent de prendre en compte les rémissions de la dépendance, ce qui est souhaitable, notamment si l'on désire étudier la répartition des temps de vie totaux vécus en incapacité. Si au niveau social, les besoins d'aide professionnelle ou d'hébergement sont sensiblement les mêmes que 10% des individus vivent un an en incapacité ou que 1% des individus vivent dix ans en incapacité, la répartition de la charge pour les proches est elle très différente (sans parler de l'inégalité des personnes âgées vis-à-vis de la dépendance). En pratique, ces probabilités de rémission sont loin d'être négligeables. Les probabilités de sortie de l'incapacité sont en effet assez élevées : parmi les personnes âgées en incapacité sévère (besoin d'aide pour 5 ou 6 ADL), 22% ont un niveau d'incapacité plus faible deux ans après, soit 35% de celles qui ont survécu (37% étant décédées).

Par ailleurs, utiliser un modèle reliant les probabilités de transition vers la dépendance aux quotients de mortalité permet de contourner le délicat problème de l'évolution future de l'espérance de vie sans incapacité (Cf. les différents scénarii possibles en annexe 7) : les hypothèses d'évolution de cette dernière se déduisent des hypothèses d'évolution de la mortalité.

⁴⁶ Ce type d'approche est recommandée - du moins en théorie par Manton (1993) : il défend les méthodes de projections « réalistes » qui exploitent la connaissance que l'on peut avoir des mécanismes physiologiques. Par exemple, dans Manton, Stallard et Liu (1993), les auteurs supposent que la population peut être partagée en plusieurs sous-population regroupant des individus ayant des incapacités proches. Leur modélisation permet de déterminer simultanément la définition de ces sous-populations, et d'estimer les probabilités que chaque individu appartienne à l'une ou à l'autre. Chaque individu n'appartient donc pas à une classe unique, mais son degré de similitude avec les individus composant chaque classe est approchée à travers les probabilités d'appartenance aux différentes classes (« ensembles flous »). Ensuite, ce sont ces probabilités qui sont utilisées pour déterminer la mortalité de l'individu. Tenir compte de ces probabilités diminue de plus de moitié le pouvoir explicatif de l'âge, ce qui confirme la force du lien entre invalidité et mortalité. Ici, les données dont nous disposons pour la France nous conduisent à adopter une démarche inverse, et à expliquer l'évolution de l'incapacité (inconnue) par celle de la mortalité.

Les probabilités de transition entre différents états ont été estimées par des logits multinomiaux appliqués aux données de l'enquête LSOA⁴⁷. Ces modèles ont été estimés séparément pour les transitions à partir d'une situation initiale d'autonomie ou d'incapacité :

Modèle logit multinomial des transitions à partir de l'autonomie⁴⁸

(N=10663 : Test d'adéquation⁴⁹ : L=145, avec d.l.=108 et p=0.0096)

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = mort | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = \frac{-0.1028}{(0.1374)} + \frac{0.0537}{(0.0755)} * sexe_i + \frac{1.0445}{(0.0612)} * \logit(QM(sexe_i, age_i))$$

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = inc | Y_i^t = aut)}{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = aut)} \right) = \frac{0.5835}{(0.1193)} - \frac{0.9001}{(0.0719)} * sexe_i + \frac{1.0540}{(0.0534)} * \logit(QM(sexe_i, age_i))$$

Modèle logit multinomial des transitions à partir de l'incapacité

(N=2240 : Test d'adéquation : L=103.20 avec d.l.=114 et p=0.76)

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = mort | Y_i^t = inc)}{P(Y_i^{t+2} = inc | Y_i^t = inc)} \right) = \frac{0.1939}{(0.1374)} + \frac{0.4512}{(0.1087)} * sexe_i + \frac{0.4981}{(0.0721)} * \logit(QM(sexe_i, age_i))$$

$$\ln \left(\frac{P(Y_i^{t+2} = aut | Y_i^t = inc)}{P(Y_i^{t+2} = inc | Y_i^t = inc)} \right) = \frac{-2.3251}{(0.2159)} + \frac{0.5202}{(0.1441)} * sexe_i - \frac{0.5312}{(0.0993)} * \logit(QM(sexe_i, age_i))$$

Dans les deux modèles, l'influence du logit du quotient de mortalité est la même pour les deux sexes⁵⁰ : la différence entre les sexes apparaît simplement être une différence en niveaux. Plus précisément, les femmes ont une plus grande probabilité d'entrer en dépendance (mais une probabilité équivalente de décéder sans passer par la dépendance). De plus, la mortalité des femmes dépendantes est plus faible que celle des hommes dépendants et leur probabilité de rémission est également significativement plus faible. Ces résultats expliquent que la prévalence de la dépendance soit plus élevée chez les femmes.

Sensibilité de la méthode à l'intervalle de temps retenu pour mesurer la transition

L'enquête LSOA fournit des transitions à deux ans. Or, le modèle de microsimulation est annuel. On fait l'hypothèse forte selon laquelle la liaison fonctionnelle entre quotient de mortalité et odds des probabilités de transitions qui a été estimée sur des intervalles de deux temps reste valide pour des intervalles d'un an.

Une autre voie aurait été d'établir une relation fonctionnelle entre les probabilités de transition à deux et à un an, et de s'appuyer sur cette relation et sur les probabilités de transitions à deux ans (estimées) pour recalculer des probabilités de transitions à un an. Cette voie de recherche a été brièvement esquissée. La solution à ce type de problème n'est sans doute pas unique. Par ailleurs, cette approche aurait conduit à alourdir le modèle DESTINIE.

Pour étudier l'incidence du choix qui a été fait jusqu'à maintenant de conserver les équations estimées sur des transitions à deux ans, de nouvelles estimations ont été faites sur les données américaines pour estimer les équations ci-dessus sur des transitions à 4 ans.

⁴⁷ Ces estimations ont été effectuées par A. Lièvre et N. Brouard de l'Ined, auxquels vont tous nos remerciements.

⁴⁸ *sexe* vaut 1 pour les hommes et 0 pour les femmes, et *age* varie entre 70 et 99 ans. Les étoiles indiquent de le seuil de significativité (**** : 1 pour 10000, *** : 1 pour 1000). Le choix de la forme fonctionnelle - c'est-à-dire de la manière dont le quotient de mortalité intervient dans les équations - doit encore faire l'objet d'analyses (se basant notamment sur la qualité de l'adéquation du modèle aux données américaines).

⁴⁹ Test du maximum de vraisemblance du modèle estimé par rapport au modèle saturé (i.e. modèle redonnant les probabilités de transition empiriques observées par âge et sexe)

⁵⁰ Les tests de Wald de significativité de l'interaction *sexe* * *logit(QM(sexe_i, age_i))* valent pour le modèle de transitions à partir de l'autonomie, W(d.l.=2)=1.94 (p=0.38), et pour le modèle de transitions à partir de la dépendance : W(d.l.=2)=3.16 (p=0.21).

Le tableau ci-dessous donne les valeurs des principaux paramètres dans les deux cas :

	transitions à deux ans	transitions à 3 ans
indépendance ->		
incapacité		
intercept	-0.10 (s=0.14)	0.37 (s=0.13)
sexe	0.054 (s=0.08)	0.026 (s=0.09)
logit QM	1.04 (s=0.06)	1.17 (s=0.07)
indépendance->mort		
intercept	0.58 (s=0.14)	0.62 (s=0.14)
sexe	-0.90 (s=0.06)	-0.76 (s=0.09)
logit QM	1.05 (s=0.05)	0.95 (s=0.06)
dépendance -> mort		
intercept	0.19 (s=0.14)	0.44 (s=0.19)
sexe	0.45 (s=0.11)	-0.01 (s=0.20)
logit QM	0.50 (s=0.07)	0.61 (s=0.11)
dépendance -> autonomie		
intercept	-2.33 (s=0.22)	-2.86 (s=0.34)
sexe	0.52 (s=0.14)	0.84 (s=0.24)
logit QM	-0.53 (s=0.10)	-0.85 (s=0.15)

Certes, les paramètres estimés sur des transitions à deux et quatre ans diffèrent. Toutefois, les paramètres associés au logit du quotient de mortalité ne varient que relativement faiblement (de 0,1 point, soit 10 à 20% dans 3 cas sur 4). Compte tenu de la précision des estimations, se baser sur un modèle structurel estimé sur des transitions mesurées sur des intervalles différents ne semble pas conditionner trop fortement les estimations, en tout cas celles des paramètres associés au logit du quotient de mortalité. On pourrait toutefois jouer sur les constantes pour se rapprocher des taux de dépendance réels si nécessaire.

Prise en compte des déterminants de l'incapacité

La dépendance ou l'incapacité apparaît très liée au statut familial ainsi qu'à un indicateur de niveau social (annexe 2). Compte tenu des thèmes d'étude envisagés (réservoir potentiel d'aide familial pour les personnes âgées dépendantes, et évolution du nombre de bénéficiaires de la prestation autonomie), il apparaît important de tenir compte des corrélations entre entrée en dépendance et situation familiale, ou entre entrée en dépendance et revenu⁵¹.

Le modèle relationnel estimé suggère une manière « simple » pour différencier les taux de transitions vers la dépendance en fonction de caractéristiques socio-démographiques (en plus du sexe et de l'âge) : il utilise des quotients de mortalité différenciés en fonction de ces caractéristiques, pour obtenir des taux de transition vers la dépendance qui en dépendent également.

⁵¹ Cf. par exemple Grignon et Pennec (1996) :

« 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 classe sociale : le risque d'incapacité d'un ancien ouvrier est nettement supérieur à celui d'un ancien cadre, à âge égal, mais les compositions du réseau de descendance de ces deux classes 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. 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'endogamie 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 » (Grignon et Pennec, 1996)

ANNEXE 4 - SCENARI D'EVOLUTION DE L'ESPERANCE DE VIE AVEC ET SANS INCAPACITE

Les résultats sur les évolutions comparées de l'espérance de vie et de l'espérance de vie sans incapacité varient en fonction de l'âge auquel on calcule cette espérance de vie (à la naissance ou à 65 ans) et du concept d'incapacité retenu (sévère ou modérée). Cependant, même à âge et concept d'incapacité donnés, les résultats peuvent changer en fonction du pays ou de l'époque considérée. A titre d'illustration, le tableau ci-dessous résume les résultats obtenus par Robine et Mormiche (1993) sur l'évolution de l'EVSI en France entre 1981 et 1991-92, et quelques résultats obtenus dans d'autres pays (Australie, Grande-Bretagne, Etats-Unis...) sur des périodes variées (tirés de Robine, 1993) :

Evolutions récentes du rapport entre espérance de vie sans incapacité et espérance de vie totale, selon la sévérité de l'incapacité et l'âge auquel les espérances de vie sont calculées

	Incapacité	
	modérée (ou légère)	sévère (ou très sévère)
à la naissance	France : compression Etranger : pandémie	France : compression Etranger : équilibre (ou pandémie)
à 65 ans	France : compression Etranger : pandémie ou compression	France : compression Etranger : équilibre ou pandémie

Source : Mormiche et Robine (1993) pour la France, Robine (1993) pour l'étranger

Certains travaux américains retiennent une hypothèse d'augmentation des taux de prévalence de l'incapacité (par exemple Kunkel et Applebaum, 1992). Ceci se justifie aussi en partie par le fait que la recherche médicale et les pouvoirs politiques semblent avoir accordé jusqu'à présent la priorité à l'étude des maladies létales aiguës : les nouveaux traitements mis au point contribueraient ainsi plus à réduire la mortalité que l'incapacité (Manton, 1989). Toutefois, d'autres résultats de la recherche médicale actuelle suggèrent que des politiques de prévention de l'incapacité pourraient avoir une incidence très forte sur l'incapacité future. C'est en tout cas l'analyse que fait K. Manton en s'appuyant sur des projections de certaines maladies chroniques. D'ailleurs, s'il retient pour le scénario central de ses projections l'hypothèse de maintien des taux de prévalence de l'incapacité par âge, sexe, statut matrimonial et type d'hébergement, il analyse également en variante l'effet d'une réduction de ces taux parallèle à celle des taux de mortalité

En France, la CNAVTS suppose plutôt une constance ou une décroissance des taux de prévalence à âge donné de l'incapacité. Une telle hypothèse de constance des taux de prévalence, combinée avec une diminution des quotients de mortalité, implique une augmentation de la probabilité de devenir dépendant à âge donné (CNAVTS, 1994). *Poser une hypothèse de constance des taux d'entrée en dépendance ou des taux de prévalence n'est donc pas équivalent*⁵².

⁵² Ceci peut d'ailleurs constituer un élément de choix entre un modèle entièrement dynamique (basé sur les probabilités de transition) ou un modèle, que l'on nommera « mixte » (combinant une simulation dynamique de l'évolution socio-démographique des individus et une estimation transversale de la dépendance et des aides qu'elle requiert). Au-delà cependant, un modèle entièrement dynamique présente plusieurs avantages (qui ont motivé notre choix de ce type de modèle) : cohérence méthodologique, réalisme des mécanismes, capacité à décrire des cycles de vie.

QUATRIEME SECTION :

**EPISODES ET FILIERES DE SOINS : UNE APPROCHE MICRO-ECONOMETRIQUE
A PARTIR DE L'ENQUETE SANTE 1991-92**

Pascale BREUIL-GENIER

Les études empiriques menées sur les relations entre demande de santé, de soins et d'assurance prennent en général assez peu en compte le fonctionnement du système de santé, et ne s'attachent pas, notamment, à modéliser les filières de recours aux soins. Ce faisant, elles ne permettent pas de distinguer dans la consommation médicale ce qui est imputable à la seule décision du patient (comme le coût d'une consultation de premier recours) de ce qui résulte de la confrontation des objectifs du patient et du médecin (prescriptions, recours secondaires). A l'inverse, l'étude présentée dans cette quatrième section cherche à décrire la consommation médicale en reconstituant des épisodes de soins, puis en retraçant la succession de recours aux soins dans ces épisodes (filières de soins). L'approche retenue recentre donc l'analyse de la consommation de soins autour de ce qui apparaît empiriquement comme le déterminant principal de la demande de soins : la morbidité (Van der Gaag, Wolfe, 1991, Genier, Rupprecht *et al.*, 1997).

Il existe à l'étranger quelques exemples d'analyse statistique des épisodes de soins¹. Le plus conséquent est le travail mené par la RAND au cours des huit années de l'Health Insurance Experiment. Cette expérience a permis de suivre les pathologies et consommations de soins de ménages auxquels une police d'assurance avait été attribuée de manière aléatoire de manière à s'affranchir des effets d'antisélection. La reconstitution des épisodes de soins était effectuée à l'aide d'informations recueillies auprès des médecins traitants. Cette étude a notamment permis de montrer que le niveau de couverture assurantiel influençait le nombre d'épisodes de soins dans lesquels l'individu s'engageait, mais non la dépense moyenne par épisode de soins.

Bien sûr, cette expérience de très grande ampleur ne peut être reproduite en France. Toutefois, l'édition 1991-92 de l'enquête sur la Santé et les soins médicaux contient pour la première fois des questions explicites sur les liens entre les différents recours aux soins : pour chaque séance de médecin ou de dentiste, l'enquêté devait en particulier déclarer quelle était la personne à l'origine de la décision de recours (lui-même, le même médecin, un autre médecin...), et les types de prescriptions auxquels cette séance avait donné lieu (autre séance de médecin...). Ces informations s'ajoutent à la description traditionnelle de la séance (date, lieu, type de praticien rencontré, contenu de la séance de soins et sommes déboursées) et au relevé de la (ou des) maladies motivant le recours².

Une première analyse de ces données a été menée par Guignon (1994), qui a exploité la question de l'enquête portant sur les **personnes à l'origine du recours**. La principale conclusion de l'étude était que les renvois vers un confrère étaient très rares : si, selon les dires du patient, 41 % des séances avaient été recommandées par un médecin, il s'agissait le plus souvent du même médecin (37 %), et seulement dans 4 % des cas d'un confrère.

Dans la présente étude, la construction des épisodes de soins se base en premier lieu sur la **maladie** ayant motivé le recours : ne sont susceptibles en général d'appartenir au même épisode de soins que les consommations médicales concernant la même maladie. La construction des épisodes de soins effectuée ici impose également une condition de **délai** maximal entre deux recours médicaux consécutifs d'un même épisode : ce critère supplémentaire, qui est également utilisé dans les études menées à l'étranger (comme l'étude de la RAND ou celle de Van der Gaag, Wolfe, 1991), apparaît d'un point de vue opératoire difficilement évitable (sinon certains épisodes risqueraient de durer toute une vie) et, d'un point de vue technique, est mieux adapté à une base de données portant sur une période limitée telle l'enquête Santé. Compte tenu de la relative brièveté de cette dernière, un délai relativement court (15 jours) a été retenu, mais dans la mesure du possible, l'incidence de ce choix sur les résultats a été évaluée. Les informations complémentaires sur la personne qui a décidé du recours ou sur les types de prescription sur lesquels a débouché la séance ne sont utilisées que comme des variables illustratives permettant de décrire la 'force' du lien entre les différentes consommations médicales supposées constituer un même épisode (Cf. Annexe A pour une description détaillée de la méthodologie de construction des épisodes de soins).

De manière générale, cette étude souligne la difficulté qu'il y a à définir sur le plan conceptuel la notion d'épisode de soins (ainsi par exemple que celle de passage obligé par le généraliste) : si elle fournit des premiers résultats originaux sur les épisodes de soins et leurs déterminants, elle s'attache au moins autant à évaluer la sensibilité de ces résultats à certaines hypothèses utilisées pour la construction des épisodes de soins.

¹ Seuls les travaux décrivant l'ensemble des recours aux soins d'une population par une approche statistique sont évoqués ici. Mais il existe d'autres types d'études, centrées autour de pathologies (ou de populations) précises, ou retenant des approches plus qualitatives ou monographiques.

² Deux maladies peuvent être mentionnées pour chaque consommation de soins.

Comme dans les résultats de la RAND, la couverture maladie semble un déterminant très important du nombre d'épisodes de soins dans lequel s'engage un individu, mais non de la composition ou de la longueur de ces épisodes. Les épisodes de soins apparaissent par ailleurs plutôt courts (bien que ce résultat soit en partie lié à la définition des épisodes retenue) : les deux tiers environ des épisodes ne comportent qu'un recours au médecin, ce qui indique que les phénomènes de demande induite, ou de nomadisme médical, sont sans doute limités.

30 % des épisodes commencent par un recours direct au spécialiste. Les renvois à un autre médecin sont rares (ce qui confirme l'analyse de Guignon, 1994) : on peut les estimer à 3 % dans les 15 jours suivant la séance initiale, et à 6 % au bout de 2 mois. L'étude de la composition des épisodes de soins montre en revanche que, toutes choses égales par ailleurs, le choix entre généraliste ou spécialiste pour le premier recours ne dépend pas du fait d'avoir une assurance complémentaire maladie. De même, le fait d'avoir une couverture complémentaire ne semble pas prédictif de la probabilité de retourner voir un médecin, ou de consommer de la pharmacie lors d'un recours.

Les travaux qui ont été menés vont être présentés en deux temps :

- La première partie évoque les problèmes conceptuels et pratiques liés à la définition d'épisodes de soins. Puis elle présente l'algorithme de chaînage des recours aux soins utilisé, discute de manière détaillée les biais liés à la durée d'observation limitée, et conclut en présentant la définition des épisodes de soins retenue dans l'étude (succession non interrompue pendant plus de 15 jours de séances médicales consacrées à la même pathologie, et prescriptions rattachées à ces séances).
- La seconde partie analyse les épisodes de soins construits dans la première. Après avoir rappelé brièvement les déterminants du nombre d'épisodes de soins (qui ont fait l'objet d'une autre étude), elle décrit les recours directs au spécialiste, les probabilités de second recours au médecin et de prescription pharmaceutique, ainsi que les déterminants de ces consommations.

1. CONSTRUCTION ET PREMIERE ANALYSE DES EPISODES DE SOINS

1.1. La délicate définition d'un 'épisode de soins'.

1.1.1 Le choix d'une définition des épisodes de soins centrée sur la pathologie

La première idée, naturelle, qui vient pour définir un 'épisode de soins' consiste à regrouper l'ensemble des consommations médicales consacrées à la même pathologie (ou au même motif de recours aux soins³)

Cette idée, simple de prime abord, soulève plusieurs difficultés théoriques :

- La première est celle de la définition des recours relevant d'une même pathologie. Comment faut-il par exemple analyser les recours liés à une maladie intercurrente qui se déclare chez une personne affaiblie par une pathologie grave ? La maladie intercurrente doit-elle être considérée comme une conséquence de cette pathologie grave, auquel cas les consommations auxquelles elle donne lieu relèvent du même épisode de soins que celles visant à traiter la pathologie grave ? Ou faut-il considérer que cette maladie intercurrente constitue un épisode de soins autonome ? Le choix de rattacher ou non une consommation de soins à un épisode précédent relève largement de l'appréciation médicale, et peut souvent être discuté. Dans cette étude, la décision de rattacher ou non une consommation à des recours précédents s'appuie sur les déclarations de l'enquêté. En effet, pour chaque recours au soin, l'enquêté désigne (en clair) la maladie qui l'a motivé. Et c'est sur cette indication (qui peut éventuellement être corrigée par les médecins au vu des documents d'enquête⁴) que se base la construction des épisodes de soins.

³ En effet, tous les motifs de recours aux soins ne sont pas liés à une pathologie : certains recours sont consacrés à de la prévention, d'autres ont pour objet l'établissement de certificats médicaux... Dans cette étude, le terme de 'pathologie' devra donc être entendu dans le sens plus large de 'motif de recours aux soins'

⁴ et notamment de la liste des pathologies déclarées par l'individu, de la description du contenu de la séance de soins ou des prescriptions auxquelles elle a donné lieu.

- La seconde est le traitement des recours liés à plusieurs pathologies. En effet, une même séance de médecin peut être l'occasion d'évoquer plusieurs pathologies. Dans l'enquête, l'enquêté a la possibilité de déclarer un ou deux motifs de recours aux soins. Il en déclare deux dans 15 % des cas. Pour la construction des épisodes de soins, le chaînage entre les recours aux soins peut s'appuyer sur l'une ou l'autre des maladies. Au total cependant, seuls 1 à 3 % des épisodes de soins reconstitués comportent plusieurs maladies différentes en premier motif de recours : en pratique, la multiplicité des motifs avancés pour un même recours aux soins ne se traduit pas par des difficultés pour reconstituer des épisodes.

1.1.2. Un choix alternatif non retenu : l'exploitation des liens explicites entre consommations de soins

Une autre voie de construction des épisodes de soins aurait pu être explorée, consistant à ne regrouper les recours aux soins au sein d'un même épisode que lorsqu'il y a un lien explicite entre eux (renvoi vers un autre médecin, prescription). Toutefois cette approche (que l'on désignera sous le terme d'**approche par filière**⁵) semble plus critiquable que l'approche par pathologie. En effet, d'une part, est-il dans l'absolu judicieux de ne s'appuyer que sur des liens résultant des conseils ou prescriptions des médecins pour reconstituer des épisodes de soins ? Et d'autre part, quelle est la validité de l'information que l'on peut récolter sur les liens entre différentes séances ? Par exemple l'enquête contient une variable demandant à qui revient l'initiative de la séance de médecin. Mais comment cette variable est-elle renseignée si le médecin déclare 'Revenez-me voir si votre état rechute' ? Est-ce alors le médecin, ou le patient, qui décide de retourner voir le médecin en fonction de son état de santé, qui doit être considéré comme étant à l'origine du recours ? Par ailleurs, lorsqu'une séance chez un autre médecin est déclarée recommandée au cours d'une séance de médecin, il est fréquent que l'enquêté omette de mentionner 'une consultation chez un autre médecin' parmi les prescriptions ou les conseils délivrés par le médecin lors de la première séance.

Même si en théorie l'approche par filière reste séduisante (c'est notamment l'approche choisie par les chercheurs de la RAND qui disposent, eux, des liens entre les différentes consommations déclarées par les médecins traitants), les informations contenues dans l'enquête Santé ne permettent pas de la mettre en oeuvre de manière valable. C'est donc autour des pathologies que seront ici construits les épisodes de soins.

Empiriquement, on constate que les épisodes construits sont assez différents de ceux auxquels aurait abouti une approche par filière. Ainsi, parmi les liens entre groupes de séances reconstitués par une approche par pathologie⁶⁷ :

- Dans 33 % des cas, la séance conseillée est déclarée comme relevant de l'initiative du patient (contre 56 % pour l'ensemble des séances, conseillée ou non) ; dans 57 % des cas, son initiative est attribuée au médecin consulté lors de la première séance (contre 37 %), et dans 8 % des cas, à un autre médecin (contre 3 %). On est donc loin de trouver que les recours secondaires sont tous recommandés par un médecin !
- 6 % seulement des séances conseillées ont été annoncées lors de la séance conseillée. Ce chiffre, très faible, doit cependant être relativisé par comparaison avec le chiffre que l'on obtient sur l'ensemble des séances (une séance ultérieure n'est annoncée que pour 2 % des séances). Ce chiffre confirme que l'information sur les annonces de séances ne paraît suffisamment fiable dans l'enquête Santé pour être utilisée pour construire des filières.

1.1.3. Limites temporelles et contenu minimal d'un épisode de soins

Par ailleurs, quelle que soit l'approche retenue (par maladie ou par filière), il est nécessaire de préciser la définition de l'épisode :

⁵ Les filières de soins sont ici définies comme des séquences de services médicaux (séances de médecins essentiellement) entre lesquelles on peut établir, ou du moins supposer, un lien (renvoi explicite d'un médecin vers un confrère ou vers lui-même). Un épisode de soins peut être constitué de plusieurs filières indépendantes (ceci peut alors être analysé comme du nomadisme médical).

⁶ Il s'agit des 11 436 liens entre groupes de séances reconstitués au terme des étapes 0 à 4 de l'algorithme qui sera décrit plus loin. Ces liens ne tiennent pas compte des conditions de délais entre les recours consécutifs d'un même épisode.

⁷ Le lecteur pourra également se reporter à l'annexe A pour obtenir des indicateurs relatifs aux filières correspondant à chacune des étapes de construction des épisodes par maladie.

- Quelles sont les limites temporelles que l'on fixe aux épisodes de soins ? A l'extrême, on pourrait par exemple considérer que les consultations d'ophtalmologie que peut avoir une personne myope tous les deux ou trois ans sont relatives au même épisode de soins. A l'inverse, on peut décider d'un délai maximal entre deux recours aux soins pour qu'ils appartiennent au même épisode. Dans les approches de la RAND et de Van der Gaag et Wolfe (1991), un délai maximal de 15 jours est souvent imposé. Ce délai souffre parfois des exceptions (par exemple, en cas de grossesse, l'ensemble des recours est supposé ne constituer qu'un épisode quelle que soit leur périodicité). Dans la présente étude, compte tenu de la durée de l'Enquête Santé, il a semblé préférable d'imposer une durée maximale de quinze jours entre deux séances de médecin successives. Ce choix doit toutefois être gardé en mémoire pour l'interprétation des résultats.
- Est-il nécessaire qu'un épisode de recours aux soins contienne une séance de médecin ou de dentiste ? Si oui, une partie de la consommation médicale (et notamment de la consommation de pharmacie) ne peut être rattachée à un épisode. Toutefois, dans l'optique d'une analyse des filières de soins, il a semblé préférable dans cette étude de se restreindre aux épisodes contenant une séance de médecin ou de dentiste.

1.2. Chaînage des consommations susceptibles d'appartenir à un même épisode de soins

L'enquête Santé de l'Insee réalisée en 1991-1992 fournit l'information permettant de construire des épisodes de soins de médecine de ville pour environ 21 000 individus (Mormiche, Urbaniak, 1994). Conformément à ce qui a été annoncé, la construction des épisodes se base pour l'essentiel sur les pathologies déclarées lors des recours aux soins. La première étape de cette construction, décrite dans cette partie, consiste à regrouper les consommations susceptibles d'appartenir au même épisode de soins. Ce chaînage des recours aux soins s'effectue en deux temps :

- chaînage des séances de médecins ou de dentistes, principalement sur la base des pathologies déclarées,
- rattachement des prescriptions aux séances de médecins ou de dentistes au cours desquelles elles ont été établies.

Au terme de cette première étape de chaînage, on obtient donc des « ensembles de consommations » susceptibles de constituer des épisodes de soins. Les épisodes « définitifs » s'obtiennent à partir de ces ensembles de consommation après application de critères supplémentaires sur les délais maximaux entre recours médicaux consécutifs d'un même épisode. Cette deuxième étape, qui apparaît conditionner les résultats plus fortement que le chaînage par pathologie, fait l'objet d'une description détaillée et d'une discussion dans la section I.C.

1.2.1. Chaînage des séances de médecins et de dentistes sur la base des pathologies

L'essentiel du travail de construction des épisodes consiste à chaîner les séances de médecins susceptibles d'appartenir à un même épisode de soins (en effet, le lien éventuel entre deux séances de médecins n'est codé explicitement dans l'enquête que lorsqu'un médecin adresse le patient à un de ses confrères⁸). Sur la base d'une étude préalable des données, un algorithme d'appariement des séances de médecin a été mis au point pour procéder à ce chaînage. Compte tenu des problèmes conceptuels et empiriques mentionnés plus haut, le choix a été fait de travailler en deux temps pour chaîner les séances de médecin. Dans un premier temps, on établit tous les chaînages possibles entre les séances de médecins d'un même individu, en attribuant un code qualité à chaque liaison. Ce code précise quel argument a conduit à lier deux séances, et quelles sont les valeurs des autres variables décrivant les possibles liens entre les séances considérées. Dans un second temps, on reconstitue des paquets de séances de médecins ou de dentistes relatifs à un même épisode, en ne retenant que les liaisons correspondant à certains codes qualités.

Reconstitution des liens potentiels entre séances de médecins et de dentiste sur la base des pathologies

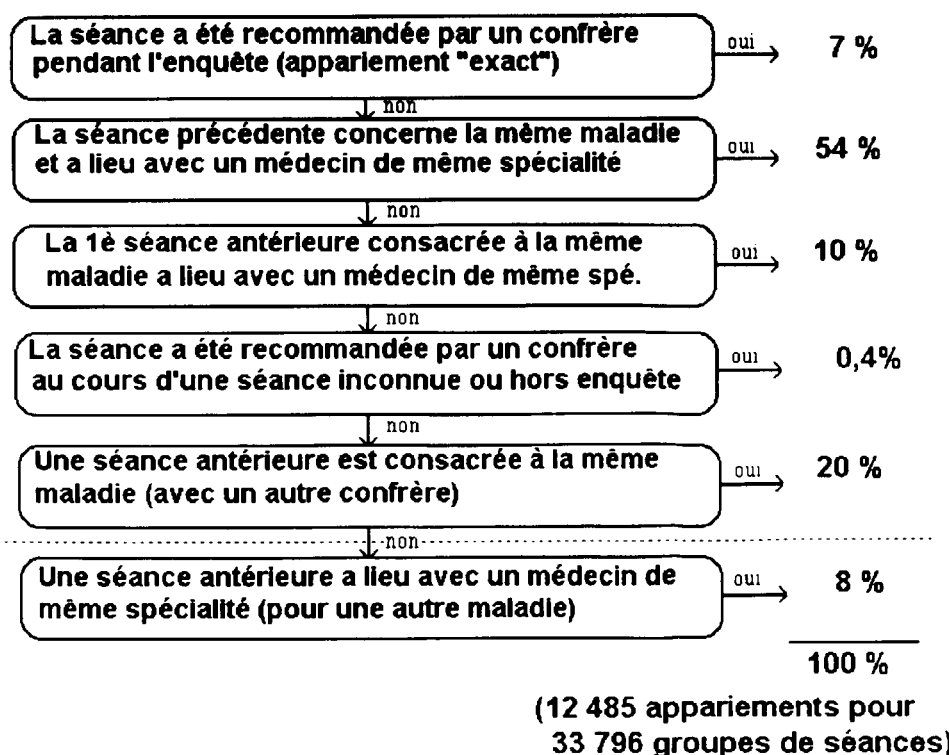
La première étape de chaînage des séances de dentiste ou de médecin conduit à définir 12 485 liens potentiels entre groupes de séances (sur un total de 33 796 groupes de séances). L'algorithme de chaînage s'appuie

⁸ Dans ce cas, l'enquête permet à la fois d'identifier la séance conseillère et la séance conseillée.

successivement sur plusieurs règles d'appariements (de la plus solide à la moins solide, Cf description détaillée en annexe A et schéma 1) :

- L'algorithme procède en premier lieu au chaînage des séances de médecins ayant fait l'objet d'un renvoi explicite d'un médecin vers un confrère (7 % des liens potentiels finalement reconstitués). Ce type d'appariement a été considéré comme le plus sûr, dans la mesure où, en cas de « rupture de filières » (renvoi d'un médecin vers un confrère), la référence de la séance conseillère est en principe relevée dans l'enquête.
- Ensuite, l'algorithme établit un lien entre les séances consécutives consacrées à la même maladie avec un médecin de même spécialité (54 % des appariements potentiels).
- Puis il chaîne les séances non consécutives consacrées à la même maladie et ayant lieu avec le même médecin, à condition qu'elles ne soient pas séparées par une autre consultation avec ce médecin ou par une autre consultation consacrée à cette maladie. En effet, lorsqu'un individu alterne par exemple des séances de dentistes pour une maladie (a) et des séances de médecins pour une maladie (b), l'étape précédente de l'algorithme ne permet pas de reconstituer l'épisode. C'est en revanche possible à cette étape.
- Les séances ayant fait l'objet d'un renvoi explicite par un confrère pour lesquelles l'information sur la séance conseillère n'est pas codée dans le fichier sont reliées à la séance de médecin consacrée à la même maladie la plus récente (0,4 % des appariements)
- Dans les deux dernières règles, les chaînages s'accommodent d'informations discordantes soit sur la maladie soit sur la spécialité. Selon l'avant dernière règle, le chaînage a lieu lorsque deux séances de médecins consacrées à la même maladie (et consécutives parmi les séances consacrées à cette maladie) sont effectuées par des praticiens de spécialité différente sans qu'une rupture de filière n'ait été annoncée (20 %).
- Enfin, la dernière règle consiste à associer une séance conseillée par le même médecin avec une séance avec un médecin de même spécialité mais consacrée à une autre maladie (8 %).

Schéma 1 - Algorithme de chaînage des groupes de séances de médecin ou de dentiste



Suppression des liens jugés trop peu fiables et exclusion des épisodes dentaires

Au terme de ces 6 étapes, 12 485 enchaînements potentiels ont été constitués, sur un total de 33 796 groupes de séances. Toutefois, la dernière règle de chaînage, parce qu'elle ne tenait pas compte de la pathologie, a été jugée trop peu fiable pour pouvoir être conservée. Les 8 % de liens qui avaient été obtenus à cette étape n'ont donc pas été retenus par la suite. Il faut toutefois rappeler que le principal objectif de cette étude n'est pas de proposer la définition la plus consensuelle possible (ou la plus valide sur le plan médical) d'un épisode de soins, mais plutôt de fournir des premiers éléments quantitatifs sur les épisodes de soins, et d'examiner l'incidence sur ces éléments de la définition des épisodes retenue. On voit par exemple ici que le fait de ne pas retenir la dernière règle de chaînage ne conduit à rejeter que 8% des liens constitués par l'ensemble des règles ci-dessus. On peut donc considérer que ce choix ne joue qu'à la marge⁹.

Par ailleurs, les analyses effectuées dans la suite de l'étude porteront en général sur les seuls épisodes de soins médicaux. Les épisodes de soins contenant des consommations dentaires (qui ont été chaînées en même temps que les consommations médicales) seront alors exclus pour la réalisation de ces analyses¹⁰.

1.2.2. Rattachement des prescriptions aux séances de médecins

La seconde phase de reconstitution des épisodes de soins, beaucoup plus rapide, consiste à relier les prescriptions aux séances prescriptrices. Pour chaque prescription, la séance prescriptrice est en fait identifiée avec précision dans l'enquête, si bien qu'aucune hypothèse particulière n'a dû être utilisée dans cette deuxième partie de travail. Celle-ci, faute de temps, n'a pu être menée à bien que pour les prescriptions pharmaceutiques et les soins paramédicaux (et n'a pu être exploitée que pour les premières).

1.3. Ajout d'une condition de délai maximum entre deux recours successifs d'un même épisode et traitement des épisodes censurés

Le fait que l'enquête Santé se déroule sur une période limitée soulève deux types de problèmes d'ordre technique :

- d'une part, l'enquête ne permet pas de reconstituer des épisodes de durée supérieure à quelques mois, et est mal adaptée pour décrire les épisodes dont les différents recours seraient relativement espacés (recours réguliers tous les mois pour le suivi d'une maladie chronique par exemple),
- d'autre part, certains épisodes peuvent être « tronqués », c'est-à-dire qu'ils peuvent avoir commencé avant l'enquête, ou se finir après la fin de celle-ci.

13.1. La durée limitée de l'enquête (3 mois) est susceptible d'introduire des biais, qui portent toutefois plus sur la longueur totale des épisodes que sur l'existence d'un second recours

Pour une maladie donnée, il est évidemment plus probable que plusieurs consommations soient observées si la première consommation a lieu au début dans l'enquête, que si cette première consommation a lieu en fin d'enquête. Ainsi, le nombre moyen de séances contenues dans l'enquête est de 2,0 pour les épisodes de type médical¹¹ « commençant » dans les 15 premiers jours d'enquête, contre 1,7 pour les épisodes « commençant » dans les 7 jours suivants.

⁹ De manière générale, la structure du programme de reconstitution des épisodes permettrait facilement de modifier les règles de chaînage (notamment en ajoutant des conditions supplémentaires sur la personne qui a eu l'initiative de la séance, le type de maladie...).

¹⁰ Ceci concerne environ 12 % des ensembles de consommation reconstitués (dont 0,5 % environ comportent à la fois des consommations médicales et dentaires, ce qui pourrait éventuellement résulter d'un problème de codage des spécialités des professionnels consultés).

¹¹ I.e. les épisodes ne contenant que des recours au médecin à l'exclusion donc des recours chez le dentiste.

On peut montrer que ces différences de longueur moyenne sont pour une large part imputables aux **longs épisodes** (Cf. Annexe A). Ainsi, si l'on ne tient plus compte des épisodes de 5 séances ou plus, les longueurs moyennes précédentes ne varient « plus que » entre 1,5 et 1,6.

Or on peut défendre l'idée que les épisodes les plus longs ne devraient pas occuper une place centrale dans la présente étude :

- Dans la mesure où un des objectifs est d'étudier l'introduction d'un passage obligé par le généraliste, l'analyse des épisodes les plus longs n'est pas cruciale : en effet, on peut penser que le passage obligé par le généraliste concernera plutôt les épisodes les plus courts (tandis que par exemple, pour les pathologies les plus graves, un suivi régulier pourrait être effectué directement par le spécialiste). Par ailleurs, le passage obligé par le généraliste affectera essentiellement les premiers recours d'un épisode. Dans cette optique, le coeur de l'étude consiste à quantifier les accès directs au spécialiste, et l'importance des renvois entre médecins lors des seconds recours.
- Dans le cas où l'on souhaiterait mettre en oeuvre une politique visant à réduire la longueur des épisodes (dans la mesure notamment où l'on supposerait que cette dernière pourrait refléter des comportements de demande induite ou de nomadisme), il pourrait être préférable d'envisager une action ciblée sur les professionnels ou les individus dont les comportements seraient jugés inefficaces, plutôt que de vouloir mettre en place de nouvelles contraintes s'imposant à l'ensemble du corps médical ou de la population. Une telle approche pourrait être considérée comme plus équitable, et être plus efficace, dans la mesure où des interventions plus ciblées pourraient être moins coûteuses qu'une régulation globale. Or ce type d'approche nécessite moins d'éléments de cadrage statistique sur l'ensemble de la population.
- Enfin, l'enquête Santé est sans doute mal adaptée à l'analyse des épisodes les plus longs. D'une part, ceux-ci représentent une part forcément limitée de l'enquête, ce qui limite les analyses statistiques que l'on peut leur appliquer. Et d'autre part, l'enquête étant de durée relativement courte, les données qu'elle contient permettent plutôt de reconstituer des épisodes plutôt courts.

Sur la base des arguments précédents, on s'intéressera plutôt dans la suite de l'étude présentée ici aux premier et second recours des épisodes, plutôt qu'aux recours ultérieurs ou au nombre total de recours (et implicitement plutôt à la prise en charge des pathologies supposées arriver en cours d'enquête qu'au suivi régulier de malades supposées chroniques)¹².

1.3.2. Traitement de la censure à gauche

Deux solutions possibles s'appuyant sur les délais écoulés entre la première consommation et le début de l'enquête

Toutefois, centrer l'analyse sur les premiers recours des épisodes de soins ne règle pas l'ensemble des problèmes posés par les données dont on dispose. En effet, il reste notamment important de pouvoir déterminer si les recours observés sont bien les premiers de l'épisode :

- Une première approche consiste à ne conserver que les épisodes de soins qui ne comportent aucun recours dans les premiers jours de l'enquête¹³. Le choix d'une durée de 15 jours (déjà retenue dans d'autres études comme mentionné plus haut) constitue alors un bon compromis entre le souhait de ne pas prendre en compte des épisodes déjà entamés et celui de préserver une durée d'enquête suffisante après le premier recours pour observer d'éventuels recours ultérieurs. Cette approche accroît la vraisemblance d'une non-censure à gauche des épisodes considérés, mais ne peut la garantir.

¹² Dans un prolongement de l'étude, il pourrait être intéressant de se baser sur les types de pathologies déclarées pour établir une classification préalable des épisodes de soins selon par exemple qu'ils sont consacrés à une pathologie aiguë ou chronique : les analyses statistiques qui vont suivre gagneraient sans doute à être reproduites sur des classes d'épisodes de soins plus homogènes.

¹³ Plusieurs autres indicateurs, peu convergents, permettraient *a priori* de déterminer quels épisodes sont susceptibles d'être ainsi « censurés » (cf. annexe A). C'est l'indicateur le plus objectif, basé sur des délais, qui a finalement été retenu.

- Une seconde approche consiste à modifier la définition des épisodes de soins de manière à être capable d'exclure ceux qui seraient susceptibles d'avoir commencé avant le début de l'enquête. Une manière de le faire est d'imposer un délai maximal entre deux recours successifs d'un même épisode, et de ne considérer que les épisodes dont le premier recours est espacé de ce même délai du début de l'enquête.

La solution consistant à imposer par définition un délai maximal entre les recours successifs d'un même épisode apparaît plus fiable

La seconde approche, seule, permet une analyse rigoureuse des premiers recours des épisodes. Elle est cohérente avec les orientations présentées plus haut consistant à privilégier les épisodes traitant de maladies aiguës (pour lesquelles on peut supposer des recours plus rapprochés) sur les épisodes de contrôle régulier d'une maladie chronique. Imposer un délai maximum est par ailleurs indispensable, si l'on veut éviter de reconstituer des épisodes de soins durant toute une vie (qui seraient peu opératoires dans l'optique d'une réforme de passage obligé par le généraliste). Imposer un critère supplémentaire de délai apparaît donc justifié, pour des raisons de principe comme pour des raisons techniques.

Mais, si le fait d'imposer un délai maximal entre deux recours successifs d'un même épisode n'est donc pas en soi problématique compte tenu des objectifs visés (analyse de comportements de recours aux soins et de modes de régulation), le choix du délai maximal est lui plus délicat.

Le choix d'un délai maximal de 15 jours, adapté à la durée de l'enquête, a l'inconvénient de minorer la longueur des épisodes de soins

En effet, compte tenu de la durée d'observation (12 semaines), il est nécessaire de retenir une durée maximale relativement courte. Un mois semble un maximum. En effet, cela conduirait à n'analyser que les épisodes qui débutent entre le 30ème et le 50ème jour d'enquête (ceux qui débutent avant risquant d'être censurés à gauche, et ceux débutant après risquant d'être censurés avant un second recours éventuel). Seul un quart environ des épisodes serait donc étudié si l'on ne retenait que ceux qui débutent pendant cette vingtaine de jours sur les 80 jours d'enquête.

Afin de pouvoir exploiter d'un nombre d'information supérieur, il a semblé préférable de retenir comme hypothèse centrale un délai maximal de 15 jours. Toutefois, cette approche a l'inconvénient de fortement minorer la longueur des épisodes de soins, comme la fréquence des recours secondaires. En effet, sur les 11 436 liens établis lors des étapes 0 à 4 de l'algorithme¹⁴ :

- 50 % relient des séances espacées de moins de 15 jours,
- 28 % des séances espacées de 15 à 30 jours,
- 22 % des séances distantes de plus de 15 jours.

Il importe donc d'examiner de manière préalable l'incidence du choix de limiter à quinze jours la durée maximale entre deux recours consécutifs.

1.3.3. Incidence de l'introduction d'un délai maximal entre les recours successifs d'un même épisode sur les taux de second recours

En se basant sur les ensembles de soins (construits sans condition de délai entre recours successifs), on peut estimer à environ 14 % le taux de second recours à 15 jours (Cf. tableau 1)¹⁵.

¹⁴ Ces données portent sur les séances médicales et dentaires.

¹⁵ Ce taux de second recours obtenu sur les « ensembles de soins » ne correspond pas exactement au taux de second recours calculé sur les épisodes de soins.

Tableau 1 - Taux de second recours à 15 jours en fonction du type de premier recours

premier \ second recours	généraliste	spécialiste	médecin
généraliste	10.9%	3.1%	14.0%
spécialiste	2.9%	9.6%	12.4%
médecin	8.6%	5.0%	13.6%

N.B. - Ces chiffres portent sur les "ensembles de soins" (construits sans condition de délai), commençant plus de 15 jours après le début d'enquête

- Les probabilités de recours en fonction du temps sont calculées sur les seules observations pour lesquelles l'enquête n'est pas finie après le délai considéré
- Le premier jour est celui du premier recours

Les taux de second recours augmentent de 3 à 4 points par semaine supplémentaire. Toutefois, quel que soit le laps de temps considéré, on note que les taux de renvoi à un confrère restent faibles : au bout de deux mois, ils sont encore inférieurs à 6 % pour les généralistes comme pour les spécialistes (Cf. Tableau 2). Par ailleurs, lorsqu'un renvoi vers un confrère a lieu, il se produit en général assez rapidement (dans les quinze premiers jours dans la moitié des cas environ).

Tableau 2- Taux de second recours en fonction du temps écoulé après un premier recours chez le généraliste (resp. chez le spécialiste)

Première séance : généraliste		taux de recours cumulés			taux de recours incrémentaux			nb obs.
taux de second recours selon le type de second recours et le délai en semaines après le premier		généraliste	spécialiste	total	généraliste	spécialiste	total	
1 (entre le 1er et le 7ème jour)		5.4%	1.9%	7.2%	5.4%	1.9%	7.2%	9 368
2 (entre le 8ème et le 14ème jour)		9.7%	2.8%	12.6%	4.4%	1.0%	5.3%	8 486
3 (entre le 15ème et le 21ème jour)		12.5%	3.5%	16.1%	2.8%	0.7%	3.5%	7 618
4 (entre le 22ème et le 28ème jour)		15.0%	3.9%	18.9%	2.5%	0.4%	2.9%	6 734
5 (entre le 29ème et le 35ème jour)		19.8%	4.1%	23.9%	4.7%	0.2%	4.9%	5 836
6 (entre le 36ème et le 42ème jour)		23.0%	4.7%	27.7%	3.2%	0.6%	3.8%	4 929
7 (entre le 43ème et le 49ème jour)		25.8%	4.9%	30.7%	2.9%	0.2%	3.1%	3 758
8 (entre le 50ème et le 56ème jour)		29.4%	5.9%	35.3%	3.6%	1.0%	4.5%	2 608
9 (entre le 57ème et le 64ème jour)		33.1%	5.5%	38.5%	3.6%	-0.4%	3.3%	1 552

Première séance : spécialiste		taux de recours cumulés			taux de recours incrémentaux			nb obs.
taux de second recours selon le type de second recours et le délai en semaines après le premier		généraliste	spécialiste	total	généraliste	spécialiste	total	
1 (entre le 1er et le 7ème jour)		1.6%	3.2%	4.8%	1.6%	3.2%	4.8%	3 815
2 (entre le 8ème et le 14ème jour)		2.5%	7.5%	10.0%	1.0%	4.2%	5.2%	3 443
3 (entre le 15ème et le 21ème jour)		3.3%	11.8%	15.1%	0.8%	4.3%	5.1%	3 035
4 (entre le 22ème et le 28ème jour)		4.0%	14.3%	18.3%	0.7%	2.5%	3.2%	2 656
5 (entre le 29ème et le 35ème jour)		4.7%	18.0%	22.7%	0.7%	3.7%	4.4%	2 313
6 (entre le 36ème et le 42ème jour)		5.0%	21.3%	26.3%	0.4%	3.2%	3.6%	1 946
7 (entre le 43ème et le 49ème jour)		5.3%	23.6%	29.0%	0.3%	2.3%	2.6%	1 516
8 (entre le 50ème et le 56ème jour)		5.2%	27.1%	32.4%	-0.1%	3.5%	3.4%	1 091
9 (entre le 57ème et le 64ème jour)		5.3%	29.5%	34.8%	0.1%	2.4%	2.5%	620

N.B. - Ces chiffres portent sur les épisodes construits sans condition de délai, commençant plus de 15 jours après le début d'enquête

- Les probabilités de recours en fonction du temps sont calculées sur les seules observations pour lesquelles l'enquête n'est pas finie après le délai considéré (les variations d'échantillon peuvent conduire à des taux cumulés non croissants ou à des taux incrémentaux négatifs)
- Le premier jour est celui du premier recours (les recours ayant lieu la semaine suivante le même jour de la semaine que le premier recours sont donc comptabilisés en semaine 2)

1.3.4. Que peut-on dire de la longueur moyenne des épisodes de soins à partir de l'enquête ?

Les épisodes entièrement observés dans l'enquête sont relativement courts (1,2 séances), chiffre qui pourrait ne sous-estimer qu'à la marge la longueur moyenne réelle des épisodes

La longueur moyenne des épisodes de soins observés entièrement dans l'enquête est relativement faible. Ceci résulte de plusieurs phénomènes, qui vont être décrits tour à tour :

- i) le nombre de séances de médecins par consommateur est relativement faible.
- ii) la condition de délai maximal entre deux recours successifs d'un même épisode contribue encore à réduire la longueur moyenne des épisodes observés.
- iii) les épisodes observés en entier sont de longueur plus faible que l'ensemble des épisodes.

i) Le nombre de séances de médecin déclarées par un individu lors de l'enquête est en général assez faible (Cf. tableau 3)¹⁶.

Tableau 3- Distribution du nombre de séances de médecins déclarées par les individus durant les douze semaines de l'enquête Santé

nombre de séances	effectifs	pourcentage	pourcentage chez les consommateurs	pourcentage cumulé chez les consommateurs
0	8 705	41%	-	-
1	5 032	24%	40%	40%
2	3 109	15%	25%	65%
3	1 923	9%	15%	81%
4	1 013	5%	8%	89%
5	583	3%	5%	93%
6 à 10	707	3%	6%	99%
11 à 38	109	1%	1%	100%
total	21 181	100%	100%	-

Source : Enquête Santé 1991-92

Champ : enquête appartenant à un ménage n'ayant pas abandonné l'enquête avant la 2^e visite de l'enquêteur.

Ainsi, 40 % des individus ayant eu au moins une séance de médecin n'en ont eu qu'une. Le nombre moyen de séances de médecin de 2.4 par individu consommateur (et de 1.4 sur l'ensemble des individus). Les ensembles de soins médicaux construits à partir des observations de l'enquête comptent donc en général un nombre limité de séances¹⁷.

ii) Le nombre de séances par épisode de soins est réduit par le fait que l'on impose un délai maximal de 15 jours entre deux recours successifs.

Ainsi, les épisodes de soins dont les recours sont espacés de moins de 15 jours et qui sont observés en entier dans l'enquête¹⁸ comportent en moyenne 1.2 séances de médecins, et 87 % d'entre eux n'en comptent qu'une, alors que les ensembles de soins reconstruits sans conditions de délais (et distants de moins de quinze jours du début et de la fin de l'enquête) ont une longueur moyenne de 1.3 (et que seuls 82 % d'entre eux ne comptent qu'une séance).

iii) Du fait des phénomènes de censure, la longueur moyenne des épisodes observés en entier dans l'enquête est légèrement plus faible que la longueur moyenne réelle des épisodes.

On peut estimer plus précisément cette longueur réelle en calculant des moyennes sur les épisodes observés pendant les périodes les plus longues :

¹⁶ Ce nombre tient compte du fait qu'une déclaration peut correspondre à plusieurs séances de même nature.

¹⁷ A titre d'illustration, la longueur moyenne des ensembles de soins médicaux reliés par les étapes 0 à 4 de l'algorithme est de 1.5 ; et 71 % de ces ensembles de soins ne contiennent qu'une séance.

¹⁸ C'est-à-dire les épisodes qui commencent 15 jours ou plus après le début de l'enquête et finissent 15 jours ou moins avant la fin.

- Les épisodes débutant entre les 15^{ème} et 22^{ème} jours d'enquête comptent en moyenne 1,3 séances (83 % d'entre eux n'en comptant qu'une). Seuls 0,7 % de ces épisodes sont censurés à droite, ce qui n'est pas de nature à remettre en cause leur longueur moyenne¹⁹.
- Les épisodes commençant pendant les 15 premiers jours d'enquête ont une longueur supérieure de 0,07 aux précédents. Tous sont susceptibles d'être censurés à gauche, et 1,1 % pourraient de plus être censurés à droite : leur longueur moyenne pourrait de ce fait être encore supérieure. On peut supposer qu'elle resterait proche de 1,4.

Supprimer la condition de délai maximal entre recours successifs conduirait à des épisodes dont la longueur en deux mois et demi serait plutôt de l'ordre de 2.

Les résultats précédents - possibilité d'estimer relativement précisément la longueur moyenne des épisodes et valeur plutôt faible de cette moyenne - restent très liés à la condition qui a été imposée d'une distance maximale de 15 jours entre deux recours successifs d'un même épisode :

- Si l'on supprime cette condition, la longueur des ensembles de soins observés pendant au moins 60 jours dans l'enquête et commençant après le 15^{ème} jour est de 1,7 pour une moyenne de 65 jours d'observation (cf. tableau 4).

Tableau 4 - Longueur moyenne des épisodes en fonction de la durée d'observation

durée d'observation	longueur moyenne observée
supérieure à 15 jours	1.4
supérieure à 30 jours	1.5
supérieure à 45 jours	1.6
supérieure à 60 jours	1.7

Champ : ensembles de soins commençant plus de 15 jours après le début de l'enquête

- Pour les ensembles de soins observés plus de 60 jours (soit 76 jours en moyenne) et « débutant » dans les 15 premiers jours d'enquête²⁰, cette longueur moyenne passe à 2. En outre 13 % de ces épisodes sont susceptibles d'être censurés à droite (tous étant susceptibles de l'être à gauche).

Bien sûr, avec des durées d'observations supérieures, la longueur des épisodes augmenterait encore.

Au total, les discussions et analyses précédentes amènent aux conclusions suivantes :

- 1) La durée limitée de l'enquête ne permet pas de décrire convenablement les épisodes les plus longs ; par ailleurs, la longueur moyenne des épisodes telle qu'elle peut ressortir des traitements statistiques opérés semble relativement sensible à la définition retenue pour la construction des dits épisodes.
- 2) Toutefois, dans l'optique d'une analyse d'un passage obligé par le généraliste, c'est l'étude des premiers recours d'un épisode de soins qui apparaît centrale. Cette dernière nécessite que l'on soit capable d'identifier les épisodes non censurés à gauche, mais rend plus secondaire le problème de la censure à droite.
- 3) Une manière de traiter proprement le problème de la censure à gauche est d'imposer un délai maximal entre deux recours aux soins consécutifs ; ce choix, déjà adopté dans d'autres études, pourrait par ailleurs avoir son équivalent « réel » dans le cadre d'une réforme introduisant le passage obligé par le généraliste (délai maximal pour se rendre chez le spécialiste après un premier recours chez le généraliste orienteur).

¹⁹ Toutefois, ces moyennes peuvent être affectées par un léger biais de sélection en faveur des épisodes les plus lourds. En effet, le nombre moyen de séance par jour d'observation pour ces épisodes est de 0,013, contre 0,01 sur les épisodes commençant après le 15^{ème} jour d'enquête.

²⁰ Le fait de retenir ces ensembles de soins est toutefois susceptible d'introduire un biais de sélection.

- 4) Un tel choix, s'il permet d'estimer avec précision le taux de second recours à 15 jours (14 %), ne permet en revanche pas de fournir des taux de second recours à des échéances plus lointaines (qui augmenteraient de 3 à 4 points par semaine supplémentaire).

La seconde partie de l'étude sera centrée sur l'analyse du premier et du second recours des épisodes de soins, qui d'après ce qui précède, est donc a priori moins sensible aux problèmes découlant de la durée d'observation limitée. Par ailleurs, d'autres tests de sensibilité à la définition des épisodes de soins retenue seront encore effectués dans cette deuxième partie (notamment, certaines analyses seront également reproduites avec des épisodes construits autour d'une durée de 30 jours). Enfin, dans une version ultérieure de l'étude, il serait intéressant de poursuivre l'analyse de la dimension temporelle des épisodes de soins à l'aide de modèles de durée.

2. ANALYSE DES PREMIER ET DEUXIEME RECOURS DES EPISODES DE SOINS

Après quelques mots sur les déterminants du nombre d'épisodes de soins par individu, cette partie sera essentiellement consacrée à la description premiers recours des épisodes de soins. Elle décrira successivement :

- le choix du premier recours de l'épisode et les cas d'accès direct au spécialiste, ainsi que l'existence de prescriptions pharmaceutiques lors du premier recours ;
- l'existence d'un second recours (en moins de quinze jours), et de prescriptions pharmaceutiques au cours de ce recours ou de recours ultérieurs

Cette partie se conclura par une réflexion sur les conséquences d'une réforme de passage obligé par le généraliste au vu des éléments statistiques présentés.

On insiste sur le fait que cette seconde partie analyse les épisodes de soins médicaux tels que définis dans la première partie (et donc construits en particulier en imposant une durée maximale entre deux recours successifs du même épisode)²¹ :

- Certains éléments descriptifs fournis dans cette partie sont très sensibles à cette hypothèse (c'est le cas notamment de la fréquence des cas d'auto-adressage, cf. première partie) ; d'autres ne semblent pas l'être (comme les taux de recours direct vers le spécialiste, ou la part des premiers et seconds recours donnant lieu à prescription pharmaceutique).
- En revanche, les caractéristiques influençant la composition des épisodes de soins semblent relativement indépendantes de la définition des épisodes retenue. On peut pour s'en convaincre se reporter à une version antérieure de cette étude dans laquelle l'ensemble des éléments présentés ici avait été produit sur quatre échantillons différents (et différents de celui qui va finalement être retenu ici)²².

2.1. Quelques éléments sur les déterminants du nombre d'épisodes de soins

Des travaux antérieurs ont montré que le **nombre d'épisodes de soins**²³ dépend essentiellement de la couverture et de la morbidité (Genier, Rupprecht *et al.*, 1997, Genier, 1998) :

²¹ Par ailleurs, les individus bénéficiant de l'aide médicale gratuite, d'un régime complémentaire ou non couverts par la Sécurité sociale ont été exclus des analyses menées dans cette partie (les échantillons concernés étant trop faibles).

²² Ces quatre échantillons avaient été définis par le croisement de deux critères : utilisation ou non d'un délai maximum de quinze jours pour le chaînage de deux recours successifs d'un même épisode : suppression ou non des épisodes ayant commencé moins de quinze jours après le début de l'enquête, ou s'étant achevé moins de quinze jours avant la fin de l'enquête. Les résultats obtenus sur ces échantillons ont été présentés dans Breuil (1998).

²³ En fait, ces résultats ont été obtenus sur le nombre d'ensemble de soins. Les modèles correspondants n'ont pas été réestimés ici, la présente étude étant plutôt centrée sur la composition des épisodes de soins.

- A état de santé comparable, le fait d'être assuré auprès d'une assurance complémentaire augmente la probabilité d'avoir connu un épisode de soins, ce qui pourrait s'expliquer par des phénomènes d'aléa moral (surconsommation de soins en présence d'assurance).
- En revanche, la qualité de la couverture complémentaire a un effet négatif (mais non significatif) sur le nombre d'épisodes. Le choix d'une couverture « généreuse » pourrait correspondre à une valorisation importante du bien santé ou à une aversion pour le risque marquée qui se traduirait également par un comportement prudent vis à vis de la santé (via la prévention notamment).
- Les autres déterminants du nombre d'épisodes sont la catégorie socioprofessionnelle, le diplôme, la durée de collecte des consommations pendant l'enquête, la vie en couple, la ZEAT (Zone d'Etudes et d'Aménagement du Territoire), le revenu, l'âge et le tissu urbain.
- En revanche, ni les distances aux médecins ni les densités médicales dans la zone d'emploi du patient ne se sont révélées avoir une influence significative sur le nombre d'épisodes de soins.

2.2. Le premier recours dans les épisodes de soins

2.2.1. Les déterminants du choix entre généraliste et spécialiste

La probabilité que la première séance de l'épisode soit une séance de spécialiste plutôt qu'une séance de généraliste varie en fonction des caractéristiques socio-démographiques de l'individu (comme son âge ou son diplôme) ainsi que du motif de consultation (Cf. tableau 5).

On constate que la proportion d'épisodes de soins commençant par une séance de spécialiste est à peine inférieure à la part des séances de médecins constituée de séances de spécialistes, et que les caractéristiques qui expliquent le recours au spécialiste sont aussi celles qui expliquent le recours direct au spécialiste²⁴. De même, le taux de recours direct au spécialiste est très proche (29 %) si l'on impose une distance maximale de 30 jours (au lieu de 15) entre deux recours successifs d'un même épisode. Compte tenu de la faible fréquence des renvois d'une catégorie de médecin à une autre (généraliste vers spécialiste ou inversement), ces résultats sont peu surprenants.

Un modèle logit permet de confirmer l'analyse du choix entre généraliste et spécialiste découlant du tableau ci-dessus (Cf. Annexe 2).

Toutes choses égales par ailleurs :

- Le recours à l'omnipraticien est plus fréquent lorsque le motif de recours est la vaccination ; à l'inverse, le recours direct au spécialiste est privilégié en cas de handicap, de grossesse, de contraception ou d'IVG ou enfin en cas de prévention volontaire.
- Le lien entre risque vital ou invalidité et recours direct au spécialiste peuvent ne pas avoir le même sens selon que l'on raisonne ou non « toutes choses égales par ailleurs ». Il est souvent contraire à l'intuition.
- Les maladies incidentes (c'est-à-dire non présentes au premier jour d'enquête) donnent plus fréquemment lieu à une consultation de généraliste pour débiter l'épisode de soins.
- Le sexe n'a plus d'influence dès que l'on introduit des tranches d'âge par sexe. En effet, la principale différence entre les hommes et les femmes en matière de recours aux soins est le profil de leurs recours sur cycle de vie. Le recours direct au spécialiste diminue avec l'âge.
- Le fait de posséder une complémentaire n'est pas toujours significatif (en particulier dès que l'on introduit le revenu ou le diplôme du chef de ménage). Quand il l'est, il favorise le recours direct au spécialiste²⁵.
- Le recours direct au spécialiste est d'autant plus probable que le niveau de diplôme du chef de famille ou le niveau de revenu par unité de consommation sont élevés.

²⁴ De même, les résultats présentés ici sont très proches de ceux qui avaient été obtenus sur les quatre échantillons utilisés dans une version antérieure de l'étude.

²⁵ Si l'on décrit la couverture complémentaire en tenant compte de trois modalités (S.S. seulement / S.S. à 100% / S.S. hors 100% avec complémentaire), la variable de couverture devient en général non significative dès lors que l'on introduit la distinction maladie incidente ou non.

- Il est plus fréquent en Ile-de-France et dans le Sud-Est, et est au contraire peu répandu dans le Nord.
- Le recours direct au spécialiste est plus fréquent lorsque la séance a été conseillée par un médecin que lorsqu'elle résulte d'une initiative du patient.
- Une densité de spécialistes plus élevée dans la zone d'emploi favorise le recours direct à ces derniers. Il en est de même pour la présence d'un hôpital dans la commune.
- A l'inverse, plus la distance au pédiatre le plus proche est grande, plus le recours au généraliste est probable (la distance au pédiatre est ici censée représenter également la distance à parcourir pour recourir à d'autres spécialités).
- Le délai écoulé depuis le début d'enquête n'a pas d'incidence, ce qui peut être considéré comme une preuve d'absence de biais de sélection.

Tableau 5 - Proportion d'épisodes de soins médicaux qui commencent par une séance de spécialiste et part des séances de spécialistes dans l'ensemble des séances de médecin

	recours direct	ensemble des séances		recours direct	ensemble des séances
moyenne	30	33	risque vital	***	***
sexe	***	***	0	35	37
homme	27	30	1 à 2	32	35
femme	33	36	3 à 5	22	27
âge	***	***	invalidité	***	***
moins d'un an	47	45	0 à 1	33	35
1 à 2 ans	32	33	2 à 3	30	34
3 à 4 ans	28	34	3 à 7	24	28
5 à 9 ans	30	33	motif de recours	***	***
10 à 14 ans	36	38	accident	30	33
15 à 19 ans	33	36	handicap	72	73
20 à 29 ans	37	40	maladie	27	30
30 à 39 ans	36	40	grossesse, contraception, IVG	72	74
40 à 49 ans	34	38	problèmes personnels	44	60
50 à 59 ans	28	31	prévention volontaire	59	59
60 à 69 ans	23	28	prévention obligatoire	44	41
70 à 79 ans	21	25	vaccination	16	16
80 ans et plus	16	17	maladie déclarée le 1er jour	***	
nationalité étrangère	n.s.	***	oui	33	
oui	33	38	non	28	
non	30	33	initiative du recours	***	***
diplôme du chef de ménage	***	***	patient ou proche	24	24
sans diplôme	22	26	même médecin	39	42
CEP, DFEO	23	27	autre médecin	77	77
CAP, BEP	29	32	ZEAT	***	***
BEPC	36	38	Ile-de-France	43	47
Bac (1 ^{ère} partie) ou BT, bac prof.	36	38	Bassin parisien	25	28
Bac A à E, bac (2 ^{ème} partie), BES	36	39	Nord	20	23
DUT, BTS, prof. santé (sauf médecin)	46	47	Est	30	32
technicien supérieur (sauf DUT, BTS)	34	39	Ouest	26	28
supérieur ou égal au DEUG	46	51	Sud-Ouest	28	31
ne sait pas	25	58	Centre	32	36
CSP du chef de ménage	***	***	Sud-Est	33	36
indeterminée	29	30	hôpital dans la commune	***	***
agriculteur	20	24	oui	35	39
artisan, commerçant	31	32	non	26	28
cadre	43	47	taille d'unité urbaine	***	***
profession intermédiaire	36	39	commune rurale	24	26
employé	31	34	moins de 20000 habitants	27	30
ouvrier	24	27	20000 à 99999 habitants	30	34
complémentaire	***	***	plus de 100000 habitants	32	36
oui	31	34	banlieue parisienne	44	47
non	25	29	Paris	51	53
revenu par u.c.	***	***	nombre observations	18 750	30 546
450 à 2700 F/mois	24	27	Niveau de significativité du test du chi-2 de la liaison entre le type de première séance et la caractéristique étudiée ***=p=0.001 **=p=0.01		
2700 à 3040 F/ mois	23	26	Champ : épisodes de soins dont les recours sont distants de moins de 15 jours et dont le premier recours a lieu plus de 15 jours après le début d'enquête		
3040 à 3700 F/ mois	24	26			
3700 à 4800 F/mois	30	31			
4800 à 6200 F/mois	29	32			
6200 à 8200 F/ mois	38	40			
8200 à 13000 F/ mois	39	44			
13000 à 40000 F/ mois	47	50			
non declare	31	37			

2.2.2. Les spécialités les plus concernées par un accès direct

En cas de recours direct au spécialiste, les spécialités concernées sont principalement les pédiatres, les dermatologues, les ophtalmologues et les gynécologues (cf. tableau 6).

Tableau 6 - Importance de l'accès direct au spécialiste selon les spécialités

	recours direct (%)	par rapport aux séances de la spécialité concernée	ensemble des séances de spécialiste (%)
nb observations	5 664	7 536	10 167
pédiatre	12.8	87%	10.9
pneumophtisiologue	0.8	55%	1.2
gastro-entérologue	1.7	64%	2.1
rhumatologue	3.5	59%	4.9
cardiologue	3.8	61%	4.8
neurologue	1.6	33%	1.9
psychiatre	3.1	47%	5.7
dermatologue	9.9	85%	8.8
ORL	6.4	72%	6.5
ophtalmologue	19.4	89%	15.7
chirurgien	4.7	63%	5.7
gynécologue	18.1	89%	15.4
stomatologiste	2.9	75%	3.6
autre	11.3	68%	12.9
total	100	75%	100

Champ : épisodes dont les recours successifs sont espacés de moins de 15 jours et dont le premier recours a lieu plus de 15 jours après le début de l'enquête

Lecture : 12,8 % des recours directs au spécialiste concernent les pédiatres (alors que les séances de pédiatre ne représentent que 10,9 % de l'ensemble des séances de médecin) ; 87 % des séances de pédiatres sont des séances initiales d'un épisode de soins.

Si l'on se base sur des épisodes construits sur la base d'une durée maximale de 30 jours entre deux recours successifs, les résultats précédents demeurent : les spécialités les plus concernées par le recours direct sont les mêmes, et la part de chacune dans les recours directs est légèrement plus importante.

2.2.3. Prescriptions de pharmacie lors de la première séance d'un épisode.

En moyenne, 3 épisodes de soins sur 4 donnent lieu à une prescription de pharmacie lors du premier recours²⁶. Il y a prescription dans environ 86 % des cas lorsque le premier médecin consulté est un généraliste, et dans environ 54 % des cas lorsque c'est un spécialiste (cf. tableau 7).

²⁶ Pour des épisodes dont les recours successifs sont distants de moins de 30 jours (et qui commencent plus de 30 jours après le début de l'enquête), le taux de prescription pharmaceutique lors du premier recours est très proche : 78 % (soit 86 % lors d'un premier recours chez le généraliste, et 57 % lors d'un premier recours chez le spécialiste).

Tableau 7 - Part des premiers recours médicaux donnant lieu à prescription pharmaceutique

caractéristique	% de presc.	caractéristique	% de presc.
moyenne	76	ZEAT	***
sexe	n.s.	Ile de France	71
homme	77	bassin parisien	79
femme	76	nord	82
âge	***	est	76
moins d'un an	75	ouest	78
1 à 2 ans	83	sud-ouest	78
3 à 4 ans	82	centre	74
5 à 9 ans	75	sud-est	76
10 à 14 ans	65	diplôme du chef de ménage	***
15 à 19 ans	73	sans diplôme	81
20 à 29 ans	70	CEP, DFEO	80
30 à 39 ans	72	CAP, BEP	76
40 à 49 ans	73	BEPC	72
50 à 59 ans	79	Bac (1 ^è partie) ou BT, bac prof.	75
60 à 69 ans	81	Bac A à E, bac (2 ^è partie), BES	74
70 à 79 ans	83	DUT, BTS, prof. santé (sauf médecin)	70
80 ans et plus	86	technicien supérieur (sauf DUT, BTS)	73
complémentaire	n.s.	supérieur ou égal au DEUG	67
oui	76	ne sait pas	75
non	77	maladie incidente	n.s.
motif de recours	***	non	77
accident	57	oui	76
handicap	43	risque vital	***
maladie	82	0	73
grossesse, contraception, IVG	57	1 à 2	75
problèmes personnels	47	3 à 5	81
prévention volontaire	44	invalidité	***
prévention obligatoire	42	0 à 1	74
vaccination	56	2 à 3	77
médecin	***	3 à 7	81
généraliste	86	nb observations	18750
spécialiste	54	N.B. seuil de significativité ***=p<0.001	
initiative de la séance	***	Champ : épisodes dont les recours sont espacés de moins de 15 jours et commençant plus de 15 jours après le début d'enquête	
autre médecin	37		
même médecin	71		
non médecin	81		

La plupart des facteurs explicatifs de la prescription pharmaceutique lors du premier recours sont confirmés par l'analyse économétrique (Cf. annexe 3). Les principales variables explicatives sont le type de médecin (ce qui justifie une analyse économétrique séparée des prescriptions selon le type de médecin), le motif du recours, la personne à qui revient l'initiative du recours et l'âge du patient.

Le diplôme du chef de famille est parfois faiblement significatif, ainsi que la région, ou le fait que la maladie soit incidente (il y a alors plus de prescriptions dans le cas de maladies incidentes). De même, l'assurance, le risque vital et l'invalidité sont parfois significatifs, selon les modèles utilisés. Le revenu n'est jamais significatif.

2.3. Existence d'un second recours dans l'épisode de soins

2.3.1. La modélisation du second recours

Trois possibilités sont ouvertes à la suite d'une première séance de médecin :

- fin de l'épisode ;
- recours à la même catégorie de médecin (généraliste ou spécialiste) ;
- recours à une autre catégorie de médecin²⁷.

Il est possible de décrire ces trois possibilités de différentes manières :

- comme suggéré ci-dessus, on travaille sur l'ensemble des épisodes, et on modélise le second recours par les trois possibilités 'rien', 'même catégorie de médecin' ou 'autre catégorie de médecin' ;
- on travaille sur l'ensemble des épisodes, mais on modélise le second recours comme 'rien', 'généraliste', 'spécialiste' ;
- on travaille séparément sur les premiers recours selon qu'ils ont eu lieu avec un généraliste ou avec un spécialiste.

Les trois approches ont successivement été tentées. Toutefois, les interactions entre les variables explicatives de l'existence d'un second recours et la spécialité de premier recours s'étant avérées fortes²⁸, il a finalement été jugé préférable de retenir la troisième possibilité ci-dessus, c'est-à-dire de travailler séparément sur les épisodes dont le premier recours a eu lieu avec un généraliste et sur ceux dont le premier recours a eu lieu avec un spécialiste²⁹.

2.3.2. L'existence d'un second recours

La probabilité de second recours à 15 jours est de 14 % après une séance de généraliste, et de 17 % après une séance de spécialiste³⁰. Cette probabilité varie également avec l'âge ou le motif de recours (Cf. tableau 8).

²⁷ L'échantillon n'est pas suffisamment important pour faire une distinction entre les différentes spécialités au sein des spécialistes pour l'approche économétrique.

²⁸ Notamment pour le motif de recours, le fait d'avoir une maladie incidente ou l'âge, la région et le type de médecin de premier recours ayant une interaction moins forte, et aucune interaction n'étant observée entre couverture maladie et type de premier recours.

²⁹ Cette approche a par ailleurs l'avantage d'être plus cohérente avec l'étape 'simulation'.

³⁰ Ces probabilités sont calculées sur les épisodes commençant plus de 15 jours après le début de l'enquête et plus de 15 jours également avant la fin de l'enquête.

Tableau 8 - Probabilités de second recours à 15 jours chez le généraliste et le spécialiste en fonction de la spécialité de premier recours

second recours premier recours	généraliste		spécialiste	
	généraliste	spécialiste	généraliste	spécialiste
moyenne	11	3	4	13
sexe		n.s.		n.s.
homme	12	4	4	14
femme	11	3	3	13
âge		***		***
moins d'un an	18	3	2	9
1 à 2 ans	15	2	6	11
3 à 4 ans	12	3	3	22
5 à 9 ans	10	1	2	13
10 à 14 ans	8	2	2	10
15 à 19 ans	9	2	2	13
20 à 29 ans	12	3	2	14
30 à 39 ans	14	3	4	14
40 à 49 ans	11	4	3	14
50 à 59 ans	12	5	6	12
60 à 69 ans	11	4	7	13
70 à 79 ans	9	4	6	12
80 ans et plus	11	3	3	11
initiative du recours		***		***
patient ou proche	12	3	3	11
même médecin	9	4	4	14
autre médecin	28	7	11	23
complémentaire		n.s.		n.s.
oui	12	3	4	13
non	10	3	3	16
motif de recours		***		***
accident	23	8	10	20
handicap	12	4	1	9
maladie	12	3	4	15
grossesse, contraception, IVG	11	3	2	13
problèmes personnels	6	3	0	41
prévention volontaire	6	1	2	2
prévention obligatoire	5	2	3	3
vaccination	5	0	0	5
ZEAT		***		***
Ile-de-France	12	4	2	16
Bassin parisien	11	3	5	10
Nord	12	2	5	9
Est	15	3	4	19
Ouest	12	4	4	9
Sud-Ouest	12	3	5	12
Centre	9	3	3	13
Sud-Est	11	3	4	15
spécialité de premier recours				***
pédiatre			4	11
pneumophtsiologue			3	23
gastro-entérologue			11	20
rhumatologue			8	26
cardiologue			14	14
neurologue			6	20
psychiatre			2	38
dermatologue			3	10
ORL			5	15
ophtalmologue			1	8
chirurgien			12	16
gynécologue			2	8
stomatologiste			1	18
autre			5	17
nb observations	10 124		4 342	

Niveau de significativité des tests du chi-2 entre le type de second recours

et la caractéristique considérée :

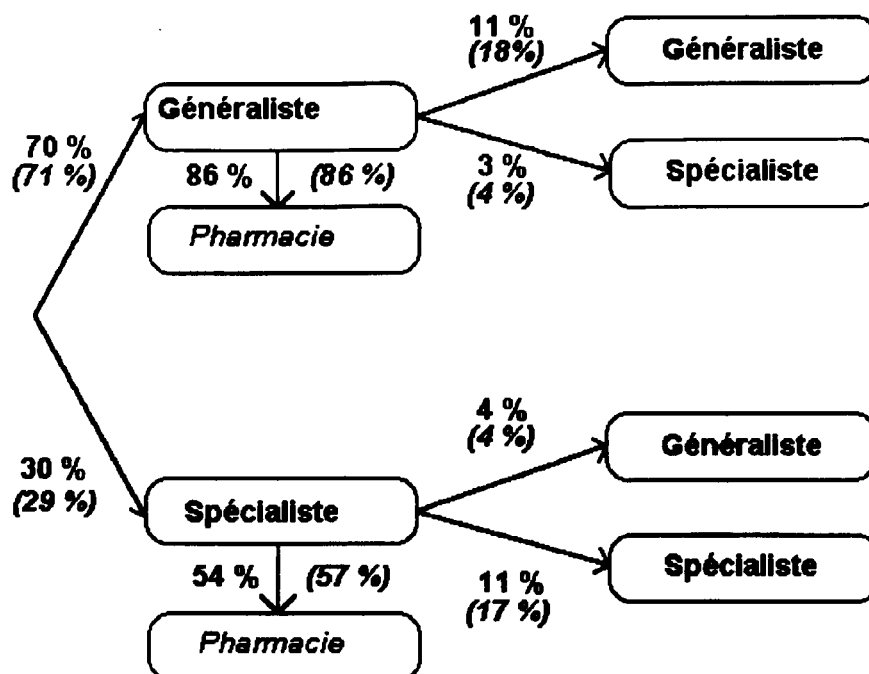
***=p=0.001 **=p=0.01

Les données en italique proviennent de petits échantillons

Champ : épisodes médicaux dont les recours sont séparés de moins de 15 jours et dont le premier recours a lieu plus de 15 jours après le début de l'enquête et moins de 15 jours avant la fin

Si l'on avait défini les épisodes de soins en imposant une durée maximale de 30 jours entre les recours successifs, les taux de second recours (à 30 jours) auraient été de 21 % après une séance de généraliste et de 22 % après une séance de spécialiste (cf. schéma 2)

Schéma 2 - Premier et second recours à 15 jours (resp. à 30 jours) dans les épisodes de soins dont les recours successifs sont espacés de moins de 15 jours (resp. 30 jours)³¹



Légende :

x % : probabilités relatives aux épisodes de soins médicaux dont les recours sont distants de moins de 15 jours
 (x %) : probabilités relatives aux épisodes de soins médicaux dont les recours sont distants de moins de 30 jours

Quand les premier et deuxième recours se font chez le spécialiste, le médecin consulté est le même (ou tout du moins de même spécialité) lors des deux recours dans plus de 80 % des cas.

Des modèles logits multinomiaux permettent préciser les liens entre caractéristiques de l'individu et du premier recours et existence d'un second recours (Cf. Annexe 4)³² :

- Un second recours est plus fréquent quand le motif de la première consultation était un accident, moins fréquent lorsque le premier recours était effectué à des fins de prévention.
- Le fait que le malade consulte pour une maladie incidente (maladie non déclarée le premier jour) est plus délicat à interpréter, car il produit des résultats différents selon l'échantillon d'étude.
- Une probabilité de décès à court terme plus élevée augmente dans tous les cas la probabilité de retourner chez le médecin, et favorise les ruptures de filières (changement de spécialité de médecin).

³¹ Les probabilités figurant sur ce schéma sont calculées sur l'ensemble des épisodes dont le premier recours a lieu plus de 15 (resp. 30) après le début de l'enquête, et, pour les taux de second recours, dont le premier recours a également lieu moins de 15 (resp. 30) avant la fin de l'enquête.

³² Globalement, l'analyse des deux premiers recours aux soins s'apparente donc à un modèle logit séquentiel. Dans un tel modèle, l'estimation simultanée des types de premier et de second recours se ramène à une estimation séparée de ces deux types de recours. Cette propriété (qui résulte du fait que la vraisemblance du modèle séquentiel se factorise en produit des vraisemblances de deux modèles logits successifs) assure que l'estimation du type de second recours ne puisse être affectée par des biais de sélection.

- La couverture maladie (que ce soit l'accès à une complémentaire ou la prise en charge à 100 % par la Sécurité sociale) est peu ou pas significative, selon l'échantillon.
- La probabilité de second recours est, toutes choses égales par ailleurs, maximale chez les moins de 4 ans, elle est ensuite très faible jusqu'à 20 ans avant de remonter aux âges intermédiaires (et cette probabilité est à nouveau plutôt faible aux âges élevés, bien que ce dernier effet ne soit pas significatif).
- Enfin, la probabilité de second recours varie en fonction de la zone d'études et d'aménagement du territoire.

Les autres caractéristiques socio-démographiques des patients (comme le sexe, le diplôme, le revenu...), ainsi que les densités médicales ne sont pas apparues avoir d'effet significatif robuste.

2.3.3. Prescriptions lors des séances secondaires d'un épisode.

Le taux de prescription de pharmacie est plus faible lors des recours secondaires (58 %) que lors des premiers recours (77 %). La situation inverse existe pour les soins paramédicaux (6 contre 9 %). Les taux de prescription apparaissent nettement différenciés selon le type de médecin consulté (Cf. tableau 9).

Tableau 9 - Taux de prescription de pharmacie et de soins paramédicaux lors des premiers recours et des suivants, selon le type de médecin consulté.

taux de prescription	pharmacie		soins paramédicaux	
	épisodes (15 jours) (c)	épisodes (30 jours) (d)	épisodes (15 jours) (c)	épisodes (30 jours) (d)
premier recours (a)	77%	80%	6%	6%
généraliste	87%	88%	7%	7%
spécialiste	55%	60%	3%	3%
second recours et suivants (b)	58%	71%	9%	9%
généraliste	67%	79%	11%	11%
spécialiste	44%	55%	5%	5%
ensemble de l'épisode (a)	79%	83%	7%	7%
généraliste	88%	90%	8%	8%
spécialiste	59%	66%	4%	4%
nombre d'observations	14 466	5 220	14 466	5 220

a en fonction du médecin consulté lors du premier recours

b en fonction du médecin consulté lors du second recours

c (resp. d). épisodes dont les recours successifs sont espacés de moins de 15 (resp. 30) jours et dont le premier recours a lieu plus de 15 (resp. 30) jours après le début de l'enquête et plus de 15 (resp. 30) jours avant la fin

2.4. Quel pourrait être l'effet d'un passage obligé par le généraliste ?

2.4.1. Les équations de comportement estimées ne permettent pas de simuler l'effet d'un passage obligé par le généraliste.

L'estimation de l'effet d'un passage obligé par le généraliste requiert, d'une part, une estimation de la probabilité qu'un généraliste consulté en premier recours renvoie vers un confrère spécialiste, et d'autre part, une estimation de la part des épisodes de soins qui continueraient à débiter par un recours au spécialiste malgré les incitations à un passage par le généraliste.

Estimer une probabilité de renvoi du généraliste vers le spécialiste en cas de passage obligé par le premier peut difficilement se faire sans tenir compte de la pathologie et de sa sévérité...

L'estimation de la probabilité qu'un généraliste consulté en premier renvoie vers un confrère spécialiste devrait dans l'absolu s'appuyer sur la connaissance précise de la pathologie de l'individu, ainsi que de certaines de ces caractéristiques (état de santé notamment, mais également dossier médical). Bien que la pathologie soit connue dans l'enquête à travers sa codification dans la classification internationale des maladies, il n'a pas été possible d'exploiter cette information. En effet, les pathologies présentes dans l'enquête sont trop nombreuses pour

pouvoir introduites comme variables explicatives dans des équations de comportement. Par ailleurs, l'exploitation de cette information, si elle avait été possible aurait sans doute été insuffisante : la description de la maladie à travers son code CIM ne fournirait sans doute pas d'information suffisante sur sa gravité pour qu'un médecin puisse se prononcer sans ambiguïté sur l'opportunité d'un renvoi au spécialiste au vu de cette seule information.

...à moins de disposer d'une information sur la part de l'activité des spécialistes qui ne peut être déléguée

Une manière de contourner ce problème pourrait être de définir *a priori* des taux de consultation du spécialiste par « type » de pathologie, chaque « type » de pathologie correspondant au champ de compétence d'une spécialité médicale. Par exemple, on pourrait convenir d'un taux de consultation de 100 % d'un ophtalmologue pour les pathologies liées à la vision, d'un taux de consultation d'un gynécologue légèrement plus faible pour les recours aux soins de type « gynécologiques » (un certain nombre d'actes préventifs pouvant par exemple être prescrits par le généraliste), et d'un taux de consultation encore plus faible pour les pathologies relevant d'autres spécialités (comme la cardiologie...). Bien sûr, pour les spécialités à taux de consultation élevé, il serait logique de ne pas imposer le recours préalable au généraliste. C'est sans doute le cas pour les pathologies relevant des ophtalmologues, ou dans une moindre mesure pour celles relevant des gynécologues ou éventuellement les dermatologues ou des pédiatres (rappelons que l'accès direct à ces quatre spécialités représente environ 60% des cas d'accès directs aux spécialistes). La définition et l'exploitation de tels taux de consultation nécessiteraient le recours à des experts (pour la définition de ces taux et pour la classification des maladies dans les différents types évoqués ci-dessus) : elles sortent malheureusement du cadre de cette étude

La composition des épisodes de soins semblant peu sensible à l'assurance, cet effet ne peut être utilisé pour simuler l'effet d'éventuelles incitations à un passage obligé par le généraliste

L'estimation de la part des épisodes de soins qui continuerait à débiter par un recours au spécialiste malgré les incitations à un passage par le généraliste requiert, elle, deux éléments : d'une part, la connaissance de ces incitations, et d'autre part, une hypothèse de réaction à ces incitations :

- Les incitations qui pourraient être employées pour favoriser le passage par le généraliste ne sont pas arrêtées : s'agira-t-il notamment d'incitations positives (accès au tiers payant, amélioration de la prise en charge des soins de spécialistes prescrits) ou négatives (baisse de la prise en charge - voire non prise en charge - des soins de spécialistes non prescrits par un généraliste) ?
- A partir d'une hypothèse sur l'amélioration du remboursement en cas de passage par le généraliste, il aurait pu être envisagé d'estimer la réaction des individus à cette incitation en s'appuyant sur l'estimation de l'influence de la couverture assurantielle sur les choix de recours. Malheureusement, il est apparu dans cette étude que la couverture assurantielle, si elle influençait très fortement la décision de recours, n'avait que peu ou pas d'influence sur le choix entre généraliste ou spécialiste ou sur l'existence d'un recours secondaire. Une estimation basée sur celle de l'influence de l'assurance semble donc soit impossible, soit peu fiable.

Au total, cette étude suggère peu de moyens d'estimer la proportion de séances de spécialistes qui, en cas de passage obligé par le généraliste, se transformeraient en séances de généralistes suivies de séances de spécialistes. Or l'estimation de cette proportion est un des éléments cruciaux de l'analyse de l'efficacité d'un mécanisme de passage obligé par le généraliste³³.

2.4.2. Les caractéristiques observables des personnes recourant directement au spécialiste n'entraîneraient pas à elles seules un renvoi au spécialiste plus important en cas de passage obligé par le généraliste

Le seul effet que permettent d'estimer directement les équations de comportement calibrées jusqu'ici est l'influence des caractéristiques observables des individus qui ont eu un recours direct au spécialiste (population S) sur leur probabilité de recours secondaire au spécialiste en cas de premier recours chez le généraliste. Cette

³³ En effet, si le seul effet d'une telle mesure est d'ajouter une étape supplémentaire dans les filières de soins, il faut plutôt en attendre un surcoût. Si au contraire elle permet de remplacer une séance de spécialiste par une séance de généraliste, moins coûteuse, elle pourrait s'avérer plus intéressante.

estimation ne peut se faire ici que sous l'hypothèse, forte, que le comportement de la population S serait, en cas de passage obligé par le généraliste, analogue à celui des individus de caractéristiques comparables recourant en premier lieu au généraliste (population G)³⁴. L'estimation s'appuie sur les équations modélisant l'existence d'un second recours après un recours initial chez le généraliste (annexe 4) : la probabilité d'un recours secondaire chez le spécialiste se calcule à partir de ces équations en tenant compte des caractéristiques des individus et de leur maladie (essentiellement décrite par le motif de recours aux soins et son caractère incident). Seules les caractéristiques intervenant dans l'équation déterminant la probabilité de second recours après un premier recours au généraliste peuvent ainsi être prise en compte (ainsi, il n'est pas tenu compte de la pathologie exacte de l'individu, ni a fortiori de son dossier médical et son état de santé n'est pris en compte qu'à travers l'âge et le risque vital).

L'utilisation des équations modélisant les recours secondaires après un passage par le généraliste conduirait à une estimation de la fréquence des renvois vers le spécialiste de 3 % sur l'échantillon (S), soit une fréquence comparable à celle de l'échantillon (G). Les caractéristiques socio-démographiques observables des individus (S) n'entraîneraient pas à elles seules à un recours plus élevé au spécialiste (Cf tableau 10).

Tableau 10 - Simulation des seconds recours en cas de passage obligé par le généraliste pour les individus dont les épisodes commençaient par un recours chez le spécialiste.

simulé	100%
rien	85%
généraliste	11%
spécialiste	3%

Au final, même si l'étude ne permet pas d'estimer quel pourrait être l'effet d'un passage obligé par le généraliste, on peut en tirer deux enseignements :

- d'une part, tenir compte des principales caractéristiques observables des individus qui privilégient spontanément le recours direct au spécialiste (population S) n'aura sans doute qu'une influence secondaire sur l'estimation de l'effet d'un passage obligé par le généraliste ;
- d'autre part, compte tenu des faibles probabilités de renvoi vers le spécialiste observées dans l'étude, on peut supposer que l'introduction d'un passage obligé par le généraliste serait susceptible de réduire assez fortement les recours aux spécialités concernées par ce filtrage. Toutefois, une économie ne pourra véritablement être dégagée par une telle mesure que si l'économie liée à la réduction du nombre de recours aux spécialistes n'est pas compensée par le surcoût lié à l'ajout d'une séance de généraliste dans certains épisodes de soins, si le passage obligé par le généraliste ne se traduit pas par une augmentation des prescriptions, si l'excédent de spécialiste peut être géré, et si enfin le moindre recours au spécialiste n'est pas préjudiciable à terme à la bonne santé des patients.

Compte tenu de ce qui précède, on peut dire pour conclure que le taux de recours au spécialiste serait compris entre les deux extrêmes suivants :

- dans l'hypothèse où les individus se plient au passage obligé par le généraliste pour 40 % de leurs recours auparavant adressés directement au spécialiste (qui correspondent par exemple aux recours aux spécialités autres que les ophtalmologues, les gynécologues, les pédiatres et les dermatologues), et que les renvois au spécialiste suivent les mêmes « lois » qu'en l'absence de passage obligé par le généraliste, la probabilité d'accès au spécialiste en premier ou en second recours serait de 20 %³⁵ (contre 33% actuellement³⁶) :

³⁴ En fait, les termes d'individus et de populations utilisés ici sont un peu trompeurs, dans la mesure où l'observation de base de l'étude est l'épisode de soins, et non la personne.

³⁵ Soit 18 % au titre de l'accès direct au spécialiste (30 %*60 %), et 2 % au titre des renvois des généralistes vers les spécialistes ((70 %+30 %*40%)*3 %)...

³⁶ Soit 30 % d'accès direct et 3 % de renvoi du généraliste vers le spécialiste.

- à l'inverse, si l'on suppose que tous les recours actuellement adressés au spécialiste feraient l'objet d'un renvoi vers ce même spécialiste en cas de passage obligé par le généraliste, et que le passage par ce dernier, encore une fois, ne porterait que sur 40 % des recours directs au spécialiste, alors le taux de recours en première ou seconde intention au spécialiste serait inchangé (33 %), mais le taux de recours en première intention au généraliste passerait lui de 70 % à 82 %³⁷.

³⁷ Soit $70\% + 40\% \times 30\%$.

ANNEXE 1 - CONSTRUCTION DES EPISODES DE SOINS

Structure des données de l'enquête Santé 1991-92

L'enquête Santé 1991-92 se présente sous la forme de différents fichiers, dont les principaux sont :

- un fichier par type de recours aux soins (fichier de séances de médecins, d'achats pharmaceutiques...), dans lequel une observation correspond à une consommation de soins pour un individu,
- un fichier maladie listant les différentes maladies déclarées par les individus (indexées par un numéro) et donnant notamment le code de ces maladies dans la Classification Internationale des Maladies,
- et enfin, deux fichiers individu et ménage fournissant les caractéristiques socio-démographiques relatives à ces deux entités.

L'ne reconstitution des épisodes en deux étapes

Compte tenu de la structure de l'enquête Santé et des informations qu'elle recèle, la reconstitution des épisodes de soins se décompose en deux étapes :

- La première étape consiste à regrouper les consommations susceptibles d'appartenir à un même épisode. Cela revient essentiellement à chaîner les séances de médecins consacrées à la même maladie (en effet, le lien éventuel entre deux séances de médecins n'est codé explicitement dans l'enquête que lorsqu'un médecin adresse le patient à un de ses confrères¹). Sur la base d'une étude préalable assez importante des données, un algorithme d'appariement des séances de médecin a été mis au point². Puis les prescriptions ont été rattachées aux séances prescriptrices. Pour chaque prescription, la séance prescriptrice est en fait identifiée avec précision dans l'enquête, si bien qu'aucune hypothèse particulière n'a dû être utilisée dans cette deuxième partie de travail.
- La seconde étape consiste à traiter les problèmes liés à la structure temporelle des données (problèmes de censure des épisodes...). Elle a conduit à imposer un délai maximal entre deux séances de soins consécutives d'un même épisode.

Les analyses préalables qui ont été menées ainsi que la méthodologie finalement retenue vont être détaillées dans la section A.1. pour l'étape de chaînage des recours et dans la partie A.2. pour le traitement des problèmes de censure. Ces éléments sont résumés dans le texte principal, qui développe plus longuement certaines justifications théoriques des choix effectués (sans entrer dans le détail des justifications empiriques développées ici).

¹ Dans ce cas, l'enquête permet à la fois d'identifier la séance conseillère et la séance conseillée.

² Cette première phase a donc nécessité des traitements informatiques relativement lourds. Il s'agissait en effet de passer d'un fichier dans lequel l'observation de base était la séance de médecin à un fichier d'épisodes de soins. Il a donc fallu concevoir des programmes SAS permettant de comparer une séance de médecin à l'ensemble des autres et de générer le cas échéant un lien entre deux séances. De manière générale, il était nécessaire de concevoir des procédures permettant de s'appuyer sur les traitements SAS usuels (en général prévus pour une analyse séquentielle des observations d'un fichier) pour réaliser des opérations impliquant plusieurs observations d'un même fichier. Pour cela, un système de pointeurs a notamment dû être utilisé. Au total, on peut estimer que l'algorithme de chaînage des séances de médecin a nécessité l'écriture d'une quinzaine de programmes (d'une centaine de lignes chacun), et, si l'on tient compte de la phase d'analyse (et de correction) préalable du fichier, qu'il a nécessité plusieurs mois de travail.

1. Chaînage des recours sur la base des pathologies déclarées

Une phase d'analyse préalable de la fiabilité des données³...

Le chaînage des séances de médecins a été précédé d'une phase d'analyse assez longue des données. En effet, il s'agissait d'étudier la fiabilité et la cohérence des différentes informations qui pouvaient être utilisées pour rapprocher les différents recours aux soins. Deux types d'information ont fait l'objet d'un examen plus particulier :

- Les informations permettant de décrire les professionnels consultés.

L'enquête renseignant explicitement sur les liens entre séances de médecin lorsque les médecins impliqués sont différents, il apparaissait important de pouvoir disposer de toute l'information possible sur les praticiens consultés afin de déterminer si deux recours avaient ou non été effectués auprès du même médecin. Malheureusement, l'identification des praticiens consultés n'est pas possible dans l'enquête. On dispose simplement pour chacun d'entre eux d'une information sur sa spécialité et son secteur d'exercice (médecin non conventionné, médecin du secteur 1 dit à honoraires conventionnés, médecin du secteur 2 dit à honoraires libres...) :

Pour les généralistes, l'enquête permettait a priori de distinguer entre généraliste, généraliste acupuncteur, généraliste homéopathe. A l'analyse cependant, cette distinction a semblé peu fiable. En effet, il était fréquent qu'un enquêté ayant eu plusieurs séances de généraliste déclare alternativement l'une ou l'autre de ces qualifications, sans qu'aucun élément en puisse laisser penser qu'il avait changé de médecin. De toute façon, il apparaît vraisemblable qu'un patient ne connaît pas une éventuelle spécialisation en acupuncture ou en homéopathie de son généraliste, ou qu'il ne songe pas à la mentionner lorsqu'il le consulte pour obtenir un traitement plus 'traditionnel'. Dans toute l'étude, les trois catégories de généralistes ont donc été regroupées en une catégorie unique.

Pour chaque recours au soin, l'enquête recueille le secteur d'exercice du praticien consulté. Malheureusement, cette information est elle aussi apparue peu fiable. En effet, les honoraires des médecins identifiés dans l'enquête comme relevant du secteur 1 sont très fréquemment apparus différents des tarifs conventionnels (et ce, même si l'on restreignait l'analyse aux consultations au cabinet n'ayant pas donné lieu à un acte technique et ayant été payées en entier). De manière générale, il semble que la distinction entre médecin conventionné ou non, et celle entre honoraires libres ou non sont confondues dans l'esprit du public. Par ailleurs, les individus ayant consulté plusieurs fois un médecin de même spécialité pendant l'enquête semblent déclarer alternativement l'un ou l'autre des secteurs d'exercice, sans qu'aucun indice ne laisse penser qu'il s'agissait de médecins différents. L'information sur le secteur d'exercice des médecins n'a donc plus été utilisée dans la suite de l'étude.

Enfin, les spécialités de certains praticiens ont été recodées par le CREDES au vu des descriptions des séances de soins. Notamment, il est apparu que de nombreuses séances de généraliste étaient codées à tort avec une spécialité '1', alors que ce code était prévu pour les dentistes.

- La codification des maladies de l'individu.

Dans l'optique d'une définition de l'épisode de soins centré sur la pathologie, il était important de vérifier que dans la liste des maladies déclarées par l'individu ne figurait pas deux fois la même maladie (ou des maladies ayant des codes proches dans la Classification Internationale des Maladies)⁴. Compte tenu du fait que le codage des maladies dans la CIM avait été effectué par des médecins du CREDES, et que

³ Cette phase d'analyse et de corrections de fichiers a été réalisée pour une large part conjointement avec A. Couffinhal (LEGOS et CREDES). Elle s'ajoute au travail initial de correction du fichier mené par l'INSEE et le CREDES, notamment par P. Mormiche et C. Sermet.

⁴ Pour chaque consommation de soins, l'enquête indique le numéro d'ordre de la maladie ayant provoqué le recours dans la liste des maladies déclarées par l'individu au cours de l'enquête. Il était donc a priori possible que deux numéros d'ordre désignent en fait la même maladie. L'identification précise de la maladie (codée dans la Classification Internationale des Maladies) n'est pas directement disponible dans les fichiers de consommations médicales, mais est recueillie dans un fichier maladie, qui fournit donc la correspondance entre le numéro d'ordre de la maladie pour l'individu et la CIM.

vraisemblablement des vérifications de ce type avaient déjà été menées par cet organisme. aucun problème n'est apparu.

... et d'enrichissement et de mise en forme de l'information disponible.

Au cours de cette première phase préalable d'analyse de l'information disponible ont également été définies de nouvelles variables (issues du rapprochement entre les différents fichiers de l'enquête Santé) :

- les dates de consommation de soins ont été traduites en 'dates relatives' (le premier jour de l'enquête pour le ménage considéré étant défini comme le jour n°1), et à l'inverse ont été calculées des distances (en jour) entre la consommation étudiée et le dernier jour de l'enquête.
- les dates de première et de dernière consommations pour une maladie ont été recueillies par balayage de l'ensemble des fichiers de consommation de soins.
- à l'inverse, une variable indiquant si la maladie existait au premier jour de l'enquête a été ajoutée dans l'ensemble des fichiers de consommation de soins.

Le fichier a commencé également à être complété par une indication sur le caractère aigu ou chronique des maladies (à partir d'une table de passage entre une partie de la Classification Internationale des Maladies et cette nouvelle codification réalisée par le Dr. Belland et fournie par L. Rochaix et Cl. Fiume-Lachaud). Cette information est encore manquante pour un certain nombre de pathologies et n'a donc encore pu être exploitée dans le cadre de cette étude.

Par ailleurs, en vue de l'analyse économétrique des épisodes de soins, le fichier a été enrichi par un certain nombre de données géographiques transmises par V. Lucas-Gabrielli et F. Tonnellier du CREDES :

- les densités médicales de spécialités 'représentatives'⁵ dans la commune, la zone d'emploi et l'unité urbaine,
- la distance de centre de la commune de l'enquêté au centre de la commune du praticien le plus proche pour quelques spécialités représentatives,
- la présence d'un hôpital dans la commune, la zone d'emploi et l'unité urbaine.

Il était également envisagé d'enrichir les données de l'enquête Santé par la reconstitution des dépenses correspondant aux différents recours aux soins. En effet, dans l'enquête initiale ne figurent que les débours (prix payé par l'enquêté lors du recours), qui peut être différent de la dépense notamment dans le cas de tiers payant. Le CREDES s'est livré à un long et délicat travail de reconstitution et d'estimation des dépenses pour l'ensemble des recours de l'enquête, qui a en large partie été réalisé par C. Ordonneau. Malheureusement, il n'a pas été possible de rapprocher ces données de celles qui ont été utilisées ici, car, au fur et à mesure que l'enquête Santé a été utilisée par le CREDES et l'INSEE, ces deux organismes ont procédé à des corrections (notamment sur les numéros de maladie, de spécialité, de séance) et à des renumérotations qui rendent la fusion de bases de données issues de ces deux sources relativement délicate. Cette fusion, qui n'était pas prévue dans l'appel d'offre, n'a pu être réalisée dans le temps imparti pour l'étude.

Enfin, les fichiers de consommation initiaux étaient des bases SAS dans lequel les différents recours étaient définis de manière séquentielle. Afin de pouvoir procéder au rapprochement d'observations différentes, des 'méta' bases de données ont été construites, dans lesquelles une observation ne correspondait plus à une séance, mais à deux séances (la séance étudiée et une éventuelle séance conseillère). A partir de ce fichier, le travail a consisté à sélectionner les liens (c'est-à-dire les observations séance étudiée / séance conseillère potentielle) qui semblaient les plus plausibles. Cette démarche assure que chaque séance ait au plus une séance conseillère (et que seule une séance antérieure puisse être conseillère) En revanche, elle n'assure pas qu'une même séance ne soit considérée comme séance conseillère qu'une seule fois⁶.

⁵ A chaque fois est sélectionnée une spécialité parmi celles ayant un mode d'accès proche (accès direct ou recours conseillé par un autre médecin) et une importance comparable. Sont finalement retenues : les généralistes, les pédiatres, les ophtalmologues et les urologues.

⁶ De fait, l'algorithme conduit à ce qu'une même séance conseillère ait plusieurs séances conseillées dans 94 cas seulement (soit moins de 1% des liens). Ce chiffre, très faible, est un indicateur de la validité de l'algorithme retenu.

L'essentiel du travail a consisté à définir un algorithme permettant de relier entre elles les séances de médecin et de dentiste qui pouvaient appartenir au même épisode de soins. La définition même de l'algorithme a nécessité à chaque étape une étude détaillée du fichier, afin d'examiner les différentes situations existantes et de définir les règles d'appariement apparaissant les meilleures. Avant de décrire cet algorithme, il convient de rappeler que le choix a été fait de privilégier pour le chaînage l'information sur la maladie ayant provoqué le recours sur les indicateurs de lien entre les différents recours. En effet, des indications comme celle de la personne à l'origine du recours (le patient lui-même, le médecin, un autre médecin...) ou de la liste qualitative des prescriptions lors du recours (pharmacie, autre séance de médecin...) ont semblé beaucoup plus subjectives⁷.

La succession des étapes de l'algorithme de chaînage est censée refléter une progression des liens entre séances les plus sûrs, vers les liens les moins sûrs. Le chaînage porte sur les *groupes* de séances de dentistes ou médecins déclarés, soit 33 796 séances. Ce nombre est inférieur au nombre total de séances (36 939) car les séances de même nature ont été automatiquement considérées comme faisant partie d'un même épisode de soins : déclarées conjointement, elles n'ont pas eu à faire l'objet d'un traitement statistique.

Au total, 12 485 appariements potentiels ont été définis, au cours de 6 étapes (de 0 à 5) :

- Etape 0 : chaînage des ruptures de filières (7 % des appariements potentiels)

Cette étape a été considérée comme la plus sûre, dans la mesure où, en cas de rupture de filières, la référence de la séance conseillère est en principe relevée dans l'enquête. 822 liens ont pu être établis à cette étape.

Comme déjà signalé plus haut, il n'était pas toujours indiqué que la séance conseillère avait donné lieu à une recommandation d'aller voir un autre médecin (cette mention ne figurait que dans 51 % des cas). En revanche, par construction, toutes les séances conseillées appariées par cette procédure ont été déclarées comme étant conseillées par un autre médecin. Enfin, dans 80 % des cas, le délai entre la séance conseillère et la séance conseillée était inférieur à 15 jours.

- Etape 1 : séance juste antérieure consacrée à la même maladie avec un médecin de même spécialité (54 % des appariements potentiels).

Dans cette situation, la séance conseillère potentielle peut être déterminée sans trop d'hésitation. Les seules réserves sont :

- les éventuels cas de nomadisme : si un patient consulte plusieurs médecins pour la même maladie afin de confronter leurs diagnostics, la procédure conduit à considérer (avec justesse) que ces consultations relèvent du même épisode de soins, mais le chaînage entre les différents épisodes de soins ne peut alors être interprété comme la traduction de renvois d'un médecin vers un autre.

- les cas de succession de deux épisodes : si un individu attrape deux fois un rhume à quinze jours d'intervalles, et qu'il consulte les deux fois, la procédure peut n'identifier qu'un épisode de soins là où il y en a deux.

6777 séances ont ainsi pu trouver un antécédent potentiel, ce qui représente 54,3% des appariements potentiels. 53 % de ces nouveaux appariements relient entre elles des séances distantes de moins de 15 jours, 28 % des séances espacées de moins de 30 jours, et 19 % des séances espacées de plus de 30 jours.

Dans 62 % des cas, l'enquête déclare que c'est le même médecin qui lui a dit de revenir, mais dans 35 % des cas, l'enquête déclare avoir entrepris ce recours sur sa propre initiative. Dans 1 % des cas, une consultation chez un autre médecin était conseillée lors de la séance conseillère.

- Etape 2 : la première séance antérieure consacrée à la même maladie était effectuée par un médecin de même spécialité, ou, inversement, la première séance antérieure effectuée par un spécialiste de la même spécialité était consacrée à la même maladie (10 % des appariements).

⁷ Ainsi, il est très fréquent qu'alors qu'une séance B est indiquée comme ayant été conseillée par un autre médecin lors d'une séance A, il ne soit pas indiqué 'consultation chez un autre médecin' parmi les prescriptions de la séance A.

Lorsqu'un individu alterne par exemple des séances de dentistes pour une maladie (a) et des séances de médecins pour une maladie (b), la procédure précédente ne permet pas de reconstituer l'épisode. C'est en revanche possible à l'étape deux, puisque l'on considère qu'il y a un lien potentiel dès que la première séance antérieure consacrée à la même maladie était en fait effectuée par un médecin de même spécialité, ou, inversement, que la première séance antérieure effectuée par un spécialiste de la même spécialité était en fait consacrée à la même maladie.

Cette deuxième étape permet de reconstituer 1301 liens supplémentaires (10,4% des appariements). Les séances sont logiquement plus espacées : elles ne sont plus que 24 % à être séparées de moins de 15 jours, et 36 % sont distantes de plus de 30 jours. Comme dans l'étape 1, l'initiative de la séance revient essentiellement au médecin (72 % des cas), puis à l'intéressé (27 %). Toujours comme précédemment, le pourcentage de séances conseilleuses dans lesquelles une séance chez un autre médecin avait été recommandée est inférieur à 2 %.

- Etape 3 : rupture de séance non précisée (0,4 % des appariements)

Dans un certain nombre de cas, une rupture de séance est déclarée, mais la séance conseilleuse n'est pas indiquée. Dans ce cas, on considère que la séance conseilleuse est la séance la plus récente consacrée à la même maladie. On n'impose pas de critère de spécialité. Ceci permet de créer 56 liens supplémentaires (0,4 %). 40 % des séances conseilleuses sont effectivement déclarées comme ayant conduit à une recommandation du médecin d'aller voir un autre médecin.

- Etape 4 : séance antérieure consacrée à la même maladie mais avec un médecin de spécialité différente (20%)

A partir de la quatrième étape de l'algorithme, les chaînages s'accommodent d'informations discordantes soit sur la maladie soit sur la spécialité.

Dans la quatrième étape, le chaînage a lieu lorsque deux séances de médecins consacrées à la même maladie (et consécutives parmi les séances consacrées à cette maladie) sont effectuées par des praticiens de spécialité différente sans qu'une rupture de filière n'ait été annoncée. Ceci peut se produire lorsque le codage de la spécialité est inexact pour l'une des deux séances (par un exemple un généraliste codé '1' à tort), que la variable indiquant une rupture de séance a été mal renseignée, ou enfin lorsque l'on est en présence de deux épisodes de soins successifs consacrés à la même maladie.

Cette étape permet de procéder à 2 480 appariements. Dans 44% des cas, les séances concernées sont distantes de moins de 15 jours. Dans 54% des cas, la seconde séance est déclarée avoir lieu à l'initiative du même (!) médecin (ce qui rend assez plausible l'hypothèse d'un mauvais codage de la spécialité). Dans 5% des cas, le premier médecin avait conseillé d'aller voir un confrère (ce qui rend assez plausible l'hypothèse d'un mauvais codage de la variable indiquant une rupture de séance).

- Etape 5 : séance conseillée par le même médecin appariée avec une séance avec un médecin de même spécialité mais consacrée à une autre maladie (8%)

Enfin, si l'on se contente d'un lien fait en fonction de la spécialité et non de la maladie, on peut effectuer 1049 appariements supplémentaires. 38% des séances appariées sont distantes de moins de 15 jours (mais 33% sont séparées de plus de 30 jours) 2,1% des premières séances donnent lieu à une recommandation d'aller voir un confrère.

Au terme de ces 6 étapes, 12 485 enchaînements potentiels ont été constitués, sur un total de 33 796 groupes de séances

Choix des liens à conserver

Tous les chaînages potentiels décrits ci-dessus peuvent ne pas paraître suffisamment robustes. Si l'on retient l'ensemble des liens possibles déterminés selon la procédure précédente (soit 15 628 en comptant les liens au sein des groupes de séances), on aboutit à une moyenne de 1 épisode de soin par individu pendant la durée de l'enquête (soit 4,5 par an), et un nombre moyen de séances de médecins ou de dentiste de 1,73 par enquêté. Si l'on exclut les 1 049 liens établis à la dernière étape, le nombre d'épisodes par an devient 4,7, et le nombre moyen de séances par épisode (en trois mois) de 1,65.

Si, pour être le plus sévère possible, on ne retient que les liens entre groupes pour lesquels l'initiative revient à un docteur (le même ou un autre), et la distance entre les deux séances est inférieure à 15 jours (3 659 liens

entre groupes). on aboutit à un nombre moyen de séances par épisode beaucoup plus faible (1.2 pendant 82 jours). Sans condition de délai, le nombre moyen de séances par épisode passerait de 1.2 à 1.4.

Bien sûr, ces données doivent être interprétées avec prudence, car l'enquête ne porte que sur 82 jours (ce qui conduit à sous-estimer la longueur des épisodes de soins par rapport à une enquête qui porterait sur l'ensemble d'une année (Cf plus bas).

Dans la suite, on privilégiera les liens obtenus aux étapes 0 à 4, c'est-à-dire les liens décrits de manière explicite (rupture de filières) ou ceux qui s'appuient sur la maladie. A la suite de ce processus, on obtient environ 22 360 ensembles de soins susceptibles de constituer des épisodes de soins.

La moitié des groupes de séances associés sont alors espacés de moins de 15 jours, 28 % sont espacés de 15 à 30 jours. 64 % des séances sont conseillées par un médecin (le même ou un autre).

Recours consacrés à plusieurs maladies

Dans 15 % des cas (soit 5 231 observations), l'enquêté déclare deux motifs de recours pour des séances de médecins et de dentiste (l'enquête lui permet d'en déclarer un ou deux).

Au total, 3 437 individus déclarent au moins une fois deux maladies pour l'une de leurs séances de médecins ou de dentiste. Dans 77 % des cas cependant, ces maladies ne sont pas mentionnées comme premier motif de recours pour une autre séance de dentiste ou de médecin.

Dans l'algorithme décrit ci-dessus, le traitement des séances de médecin consacrées à plusieurs maladies se fait de la manière suivante :

- A l'étape 0 (traitement des ruptures de filières recueillis explicitement dans l'enquête), aucun test n'est fait sur la maladie (il est donc possible que les deux séances de médecin chaînées soient consacrées à deux maladies différentes).
- Aux étapes 1 à 4 : le chaînage s'effectue lorsque le premier motif de consultation de la séance conseillée correspond à l'un quelconque des deux motifs de recours des séances antérieures.

96,5 % des ensembles de soins reconstitués ne portent que sur une seule maladie (i.e. c'est la même maladie qui est déclarée en premier motif). Ceci est en partie logique (puisque la maladie est au centre du processus de reconstitution des épisodes), mais est également un résultat, dans la mesure où, dans le processus de reconstitution, on accepte que la maladie déclarée comme motif principal de recours pour la séance étudiée ne soit qu'un motif de recours secondaire pour la séance conseillée. Ceci peut introduire des épisodes à plusieurs motifs. 3,3 % en ont deux (soit 747 épisodes), et 0,1 % en ont plus (30 cas).

Le fait que ces cas restent marginaux indique que dans l'enquête, la présence de motifs de recours secondaires n'est pas un obstacle à la reconstitution des épisodes de soins.

**Typologie des 22362 ensembles de soins issus de l'algorithme
(avant traitement de la censure temporelle)**

Maladie unique	96,6%
Spécialité unique	90,6%
Dentiste uniquement	11,4%
1 séance	5,2%
2 séances	2,5%
3 séances	1,5%
4 séances ou plus	2,2%
Généraliste uniquement	55,9%
1 séance	43,6%
2 séances	8,6%
3 séances	2,5%
4 séances ou plus	1,2%
Spécialiste uniquement	23,3%
1 séance	18,9%
2 séances	3,0%
3 séances	0,8%
4 séances ou plus	0,6%
Deux spécialités	5,6%
Généraliste et spécialiste	4,4%
2 séances	1,8%
3 séances	1,2%
4 séances ou plus	1,4%
<i>dont : Généraliste puis spécialiste</i>	<i>3,0%</i>
2 séances	1,2%
3 séances	0,8%
4 séances ou plus	1,0%
<i>dont : Spécialiste puis généraliste</i>	<i>1,4%</i>
2 séances	0,6%
3 séances	0,4%
4 séances ou plus	0,4%
Dentiste et médecin	0,5%
Deux spécialistes	0,7%
Plus de deux spécialités	0,4%
Maladies multiples	3,4%
Généraliste	1,6%
2 séances	0,8%
3 séances	0,5%
4 séances et plus	0,3%
Généraliste et spécialiste(s)	1,4%
2 séances	0,3%
3 séances	0,3%
4 séances et plus	0,8%
Autres	0,4%

Chainage : seuls les liens établis avant la 5^e étape de l'algorithme ont été pris en compte

N.B. : le terme 'spécialiste' au singulier désigne une spécialité unique (cardiologie...)

Ensemble de soins consacrés à plusieurs spécialités

92 % environ des ensembles de soins issus de l'algorithme ne concernent que des médecins de la même spécialité, mais 7% impliquent deux spécialités différentes, et 0,7% de 3 à 5 spécialités distinctes.

Parmi ceux qui concernent deux spécialités :

- Dans 57% des cas, un recours chez le généraliste précède un recours chez le spécialiste. La spécialité du médecin de second recours est alors :

'autre'	16 %
cardiologie	15 %
chirurgie	13 %
ORL	10 % (...)

- 22 % des cas correspondent à une situation inverse de la précédente (recours chez le spécialiste précédant un recours chez le généraliste). Ce sont les mêmes spécialités qui sont concernées que dans le premier cas, auxquelles s'ajoutent les pédiatres.
- 12% correspondent à deux recours chez des médecins spécialistes de spécialités différentes⁸.

Au total, les spécialistes sur-représentés⁹ dans des ensembles de soins où plusieurs catégories de médecins (dont éventuellement au moins un généraliste) sont impliquées sont les pneumo-phtisiologues, les gastro-entérologues, les rhumatologues, les neurologues, les O.R.L. et les chirurgiens.

<u>Spécialités impliquées dans des épisodes faisant intervenir plusieurs spécialités</u>					
Spécialité	Episodes contenant au moins une séance de généraliste		Episodes quelconques		Part des séances de la spécialité concernée dans l'ensemble des séances de spécialistes
	Effectif	Pourcentage	Effectif	Pourcentage	
pédiatre	101	6.6%	134	6.6%	11.3%
pneumophtisiologue	42	2.7%	52	2.5%	1.3%
gastro-entérologue	77	5.0%	89	4.4%	2.2%
rhumatologue	108	7.1%	124	6.1%	4.6%
cardiologue	195	12.7%	217	10.6%	5.1%
neurologue	58	3.8%	77	3.8%	1.8%
psychiatre	40	2.6%	53	2.6%	3.8%
dermatologue	88	5.7%	111	5.4%	9.0%
ORL	139	9.1%	169	8.3%	6.6%
ophtalmologue	83	5.4%	111	5.4%	16.4%
chirurgien	196	12.8%	247	12.1%	6.0%
gynécologue	118	7.7%	160	7.8%	16.1%
stomatologiste	10	0.7%	97	4.8%	3.2%
autre	276	18.0%	399	19.6%	12.6%

⁸ Les 9 % restants correspondent à des transitions avec les dentistes, qui pourraient en partie correspondre à des erreurs de codage.

⁹ en comparaison avec la part de ces spécialités dans l'ensemble des séances de spécialistes.

Une fois l'« ossature » des épisodes de soins reconstituée, c'est-à-dire une fois que les séances de médecin qui les composent sont identifiées, les prescriptions auxquelles ces séances donnent lieu leur sont rattachées¹⁰.

Pharmacie

Un certain nombre de produits pharmaceutiques ou d'appareils ne peuvent être rattachés à une séance de médecin (ou de dentiste) à l'aide des informations contenues dans l'enquête. Il peut s'agir soit de produits non prescrits lors d'une telle séance, soit de produits prescrits lors d'une séance antérieure à l'enquête, soit enfin, d'information non fournie par l'enquête.

Sur les 100 331 acquisitions pharmaceutiques contenues dans l'enquête, 99 414 possèdent un code séance différent de '999' et 76 954 possèdent un code séance différent de '999' et '000'. Par ailleurs, après suppression de ces achats (pour lesquels on n'a donc pas cherché à voir s'il était possible de les rattacher à une séance de médecin¹¹), l'appariement entre les fichiers 'séances de médecin' et pharmacie n'est pas possible uniquement 21 observations.

Soins paramédicaux

Sur le même principe que la pharmacie, les soins paramédicaux ont également été rattachés aux séances de médecins au cours desquelles ils étaient prescrits. Faute de temps cependant, cette information n'a pu être exploitée dans l'analyse.

2. Traitement de la censure temporelle

Cette partie détaille les analyses qui ont été menées pour déterminer les biais liés à la durée limitée de l'enquête Santé. Les justifications théoriques du choix qui a finalement été fait d'introduire une condition de délai maximum entre les recours successifs d'un même épisode sont plutôt détaillées dans le texte principal.

Durée moyenne de l'enquête

L'enquête Santé dure environ 12 semaines (84 jours), et est ponctuée toutes les 3 semaines d'une visite d'un enquêteur. Toutefois, cette durée théorique varie en fonction des ménages enquêtés. Seuls les ménages n'ayant pas interrompu leur participation à l'enquête avant la deuxième visite de l'enquêteur ont été conservés dans l'étude¹².

La longueur moyenne de l'enquête est alors de 82 jours, avec 82,3% des individus qui ont participé à l'enquête entre 80 et 89 jours¹³.

¹⁰ Les prescriptions ne peuvent en fait n'être rattachées qu'à un groupe de séances et non à une séance. Ainsi, lorsque dans l'étude on parle d'existence de prescription lors de la première séance du recours, il s'agit en fait de l'existence de prescription lors du premier groupe de séance du recours.

¹¹ Si, pour la reconstitution des filières de médecin (ou de dentiste), une analyse minutieuse du fichier (avec corrections éventuelles) a précédé la reconstitution des liens entre séances (et l'on peut donc considérer que cette reconstitution est la plus fiable possible compte tenu des données disponibles dans l'enquête), cela n'a pas été le cas, faute de temps, pour les prescriptions.

¹² 21 586 individus (représentant 8 235 ménages) ont répondu à l'enquête Santé. 196 ménages ont cessé leur participation avant la deuxième visite de l'enquêteur (soit environ trois semaines après le départ). Après suppression de ces ménages, restent 8 039 ménages, soit 21 179 individus. Deux individus supplémentaires dont les déclarations apparaissaient de trop mauvaise qualité ont été supprimés.

¹³ Les très faibles durées dans le tableau correspondent à des ménages qui ont sauté la deuxième visite mais n'ont déclaré abandonner l'enquête qu'après. Toutefois, pour ces ménages, aucune visite de ramassage n'ayant finalement été accomplie, aucune consommation de soins n'a pu être déclarée.

Tableau - Distribution des durées d'enquête individuelles

<i>Durée de l'enquête</i>	<i>Effectif</i>	<i>Pourcentage</i>
moins de 10 jours	49	0,2%
10 à 19 jours	75	0,4%
20 à 29	256	1,2%
30 à 39	56	0,3%
40 à 49	193	0,9%
50 à 59	103	0,5%
60 à 69	533	2,5%
70 à 79	1 776	8,4%
80 à 89	17 431	82,3%
90 à 99	702	3,3%
plus de 100	5	0,0%
total	21 179	100%

Source : Enquête Santé 1991-92 de l'Insee

Champ : enquête appartenant à un ménage n'ayant pas interrompu sa participation à l'enquête avant la deuxième visite de l'enquêteur.

Le fait que l'enquête Santé se déroule sur une période limitée soulève deux types de problèmes d'ordre technique :

- d'une part, l'enquête ne permet pas de reconstituer des épisodes de durée supérieure à quelques mois, et est mal adaptée pour décrire les épisodes dont les différents recours seraient relativement espacés (recours réguliers tous les mois pour le suivi d'une maladie chronique par exemple),
- d'autre part, certains épisodes peuvent être « tronqués », c'est-à-dire qu'ils peuvent avoir commencé avant l'enquête, ou se finir après la fin de celle-ci.

Lien entre la date de début présumé de l'épisode et sa longueur

Pour une maladie donnée, il est évidemment plus probable que plusieurs consommations soient observées si la première consommation a lieu au début dans l'enquête, que si cette première consommation a lieu en fin d'enquête¹⁴. Ainsi, le nombre moyen de séances contenues dans l'enquête est de 2,0 pour les épisodes de type médical¹⁵ « commençant » dans les 15 premiers jours d'enquête, contre 1,7 pour les épisodes « commençant » dans les 7 jours suivants, ou 1,4 pour les épisodes « commençant » entre le 15ème jour de l'enquête et la fin de l'enquête moins 15 jours (Cf. tableau).

On peut montrer que ces différences de longueur moyenne sont pour une large part imputables aux **longs épisodes** :

- 1 % des épisodes commençant dans les 15 premiers jours de l'enquête contiennent plus de 10 séances de médecin (dont un en contient jusqu'à 36 !), contre 0,3 % dans les épisodes débutant entre le 15ème et le 22ème jour d'enquête (qui ne contiennent au « maximum » que 17 recours).

¹⁴ Ce résultat, intuitif, est susceptible de traduire deux phénomènes : d'abord le fait que la probabilité d'observer un recours ultérieur ne peut que croître avec le temps restant avant la fin de l'enquête, mais aussi un éventuel biais de sélection. En effet, aucun élément dans l'enquête ne permet de garantir que la première consommation observée marque bien le début d'un nouvel épisode de soins. Or, les épisodes de soins lourds ayant une plus forte probabilité d'être censurés à gauche (et cette probabilité étant d'autant plus forte que leur date de début présumée est proche du début de l'enquête), il est vraisemblable que ne pas tenir compte des épisodes comportant une consommation en début d'enquête conduise à exclure ces épisodes particulièrement lourds.

¹⁵ I.e. les épisodes ne contenant que des recours au médecin à l'exclusion donc des recours chez le dentiste.

- Les épisodes de 5 séances ou plus (qui représentent 6,4 % des épisodes commençant dans les 15 premiers jours) « expliquent » plus de 70 % de la différence de longueur entre les épisodes débutant lors des 15 premiers jours d'enquête et ceux débutant dans la semaine suivante (Cf. tableau et graphique)¹⁶. Et si l'on ne tient plus compte des épisodes de 5 séances ou plus, la longueur moyenne des épisodes ne varie « plus que » entre 1,2 et 1,6 (contre 1,2 et 2,0 avec les épisodes de 5 séances ou plus)(Cf. tableau).

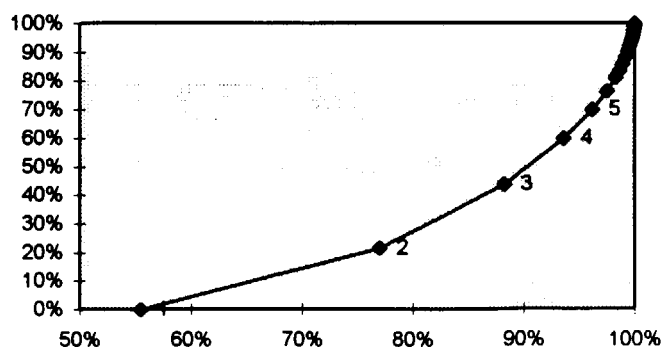
Tableau : nombre moyen de séances médicales en fonction de la date du premier recours de l'épisode (décrit dans l'enquête)

Date de début de l'épisode de soins par rapport aux dates de l'enquête->	entre le 15ème et le 22ème jour	entre le 1er et le 15ème jour	entre le 15ème jour après le début et le 15ème jour avant la fin	entre 22 jours et 15 jours avant la fin
Nb. d'observations	2 336	5 703	11 888	1 572
Longueur moyenne des épisodes	1.7	2.0	1.4	1.2
Nb moyen de jours avant la fin de l'enquête	65	76	45	19
Nb de séances supplémentaires par jour d'ici à la fin de l'enquête	0.011	0.013	0.009	0.011
Répartition des épisodes par longueur				
1	62%	56%	74%	85%
2	22%	22%	17%	11%
3	9%	11%	5%	2%
4 ou plus	7%	12%	4%	1%
Episodes de plus ou moins 5 séances				
part des épisodes de 5 séances ou plus	3.2%	6.4%	6.3%	0.1%
longueur moyenne des épisodes de 5 séances ou plus	1.5	1.6	1.3	1.2
longueur moyenne des épisodes de moins de 5 séances	6.7	7.3	6.3	5.0

N.B. - Ces chiffres portent sur les épisodes construits sans condition de délai

¹⁶ Les 1 % d'épisodes contenant 10 séances de médecins ou plus ont un effet de 0,14 sur la longueur moyenne des épisodes de soins « commençant » dans les 15 premiers jours de l'enquête, tandis que les 0,3 % d'épisodes contenant 10 séances de médecin ou plus et commençant entre les 15ème et 22ème jours d'enquête ne contribuent que pour 0,04 point à la longueur moyenne des épisodes ayant débuté dans cette période. Ainsi, les épisodes de 10 séances ou plus expliquent 0,1 de la différence entre la longueur moyenne des épisodes ayant commencé dans les 15 premiers jours et la longueur moyenne des épisodes ayant commencé la semaine suivante. De même, les 6,4 % d'épisodes de 5 séances ou plus dans les épisodes commençant dans les 15 premiers jours contribuent pour 0,4 à la longueur moyenne, contre moins de 0,2 pour les 3,2 % d'épisodes de 5 séances ou plus ayant commencé la semaine suivante. Au total, les épisodes de 5 séances ou plus expliquent plus de 0,2 de la différence entre la longueur moyenne des épisodes ayant commencé dans les 15 premiers jours et la longueur moyenne des épisodes ayant commencé la semaine suivante.

Graphique : contribution des x % épisodes les plus courts à la l'écart à 1 de la longueur des épisodes



Lecture : parmi les épisodes médicaux ayant commencé dans les 15 premiers jours d'enquête, les épisodes de longueur inférieure ou égale à 4, qui représentent 94 % des épisodes ne contribuent que pour 60 % à la longueur moyenne des épisodes.

Censure à gauche

Plusieurs critères pourraient a priori permettre de déterminer si l'épisode de soins avait débuté avant le début de l'enquête :

- Dans 84% des cas, la première consommation de l'enquête relative à la maladie correspond à la première séance de médecin de l'épisode. Les cas restants sont essentiellement ceux où un achat pharmaceutique pour la maladie considérée a eu lieu avant l'épisode de soins.
- Dans 71% des cas, la première séance de médecin de l'épisode n'a pas été conseillée par un médecin.
- Dans 72% des cas, la séance de médecin débutant l'épisode a lieu plus de 10 jours après le début de l'enquête.
- Dans 58% des cas, la maladie à laquelle est consacrée l'épisode n'a pas été déclarée le premier jour de l'enquête.
- Dans 56% des cas, la maladie est considérée comme incidente par les médecins du CREDES.

Toutefois, la combinaison de ces différents critères conduit rapidement à restreindre le nombre d'épisodes que l'on peut considérer comme non censurés à gauche.

Ainsi, dans 39% des cas, on est dans le cas très favorable où :

- la maladie premier motif de recours de la première consommation de l'épisode durant la durée de l'enquête n'est pas déclarée le premier jour de l'enquête,
- le premier recours a lieu plus de 15 jours après le début de l'enquête,
- le premier recours résulte d'une initiative du patient.

Par ailleurs, dans 90% de ces cas, aucune consommation médicale antérieure dans l'enquête n'avait trait à la même maladie, et dans 74% des cas, cette maladie est considérée comme incidente par les médecins du CREDES.

Dans ces cas, il est sans doute raisonnable d'affirmer que l'épisode de soins n'est pas censuré à gauche.

Si l'on ôte la restriction des 15 premiers jours, on peut récupérer encore 10% des épisodes que l'on pourra considérer comme non censurés à gauche. Ils sont consacrés à des maladies jugées incidentes dans 71% des cas, et dans 95% des cas aucune consommation antérieure n'a été constatée pour la même maladie depuis le début de l'enquête.

Toutefois, l'ensemble des critères utilisables pour détecter une éventuelle censure à gauche étant peu convergents (et restant indicatifs), il a été décidé de finalement ne conserver que le critère le plus objectif (celui

du délai), et de l'inclure dans la définition des épisodes sous la forme d'un délai maximal (15 jours) entre deux recours médicaux successifs au sein d'un même épisode (cf. Texte principal).

Censure à droite.

Beaucoup moins d'éléments sont disponibles pour juger de la censure à droite. En effet, la date de fin des maladies est mal connue, et les indications sur les prolongements possibles d'une consultation plus frustes. En conséquence, le critère de temps semble seul pouvoir être mis en oeuvre :

- Dans 25% des cas, la dernière séance de l'épisode a lieu moins de 15 jours avant la fin de l'enquête
- Dans 44% des cas, la dernière séance de l'épisode a lieu moins de 30 jours avant la fin de l'enquête.

La définition des épisodes finalement retenue assure que l'épisode n'est pas censuré à gauche s'il n'a pas débuté dans les 15 premiers jours d'enquête, et qu'il n'est pas censuré à droite avant le second recours à condition dès qu'il n'a pas débuté dans les quinze derniers jours d'enquête. Une telle définition est adaptée aux analyses qui vont être menées dans l'étude principale, et qui sont limitées aux premiers et seconds recours. Elle permet toutefois plus difficilement de fournir des éléments sur la longueur totale des épisodes, ou leur composition au-delà du second recours.

ANNEXE 2 - ANALYSE DES PREMIERS RECOURS

Probabilité que le premier recours se fasse auprès d'un généraliste (modèle logit)

variable	paramètre	écart type	variable	paramètre	écart type
constante	5.347	0.447	hôpital dans la commune (PRESC)	-0.146	0.046
motif de recours(MOTIF)			risque vital (RVL)	0.190	0.023
accident	-0.985	0.172	invalidité (INVL)	-0.084	0.022
handicap	-2.277	0.264	sexe (SEXEML)		n.s.
maladie	-0.767	0.142	femme	0.151	0.209
contraception, maternité, IVG	-2.273	0.179	homme	0.000	0.000
pbs personnels	-1.191	0.300	âge pour les femmes (TRAGEF)		
prév. volontaire	-2.154	0.158	moins d'un an	-1.912	0.200
prév. obligatoire	-1.087	0.180	1 à 2 ans	-1.293	0.187
vaccination	0.000	0.000	3 à 4 ans	-1.073	0.201
initiative de la séance (INIT)			5 à 9 ans	-1.227	0.176
autre médecin	-2.635	0.123	10 à 14 ans	-1.278	0.178
même médecin	-0.967	0.044	15 à 19 ans	-1.196	0.175
non médecin	0.000	0.000	20 à 29 ans	-1.235	0.153
maladie incidente (INCI1)			30 à 39 ans	-1.265	0.148
non	-0.459	0.045	40 à 49 ans	-1.206	0.146
oui	0.000	0.000	50 à 59 ans	-0.922	0.145
complémentaire maladie (ASSUB)		n.s.	60 à 69 ans	-0.462	0.145
non	0.090	0.065	70 à 79 ans	-0.342	0.155
oui	0.000	0.000	80 ans et plus	0.000	0.000
densité de spécialistes (DENSPEE)			âge pour les hommes (TRAGEH)		
	-0.0017	0.0005	moins d'un an	-1.526	0.226
distance au pédiatre (DIPEDIAC)			1 à 2 ans	-1.066	0.215
	0.0098	0.0028	3 à 4 ans	-0.913	0.221
diplôme du chef de famille (DIPLOCM)			5 à 9 ans	-0.832	0.207
sans diplôme	0.480	0.080	10 à 14 ans	-1.037	0.207
CEP, DFEO	0.407	0.080	15 à 19 ans	-0.849	0.219
CAP, BEP	0.405	0.073	20 à 29 ans	-0.585	0.209
BEPC	0.168	0.081	30 à 39 ans	-0.673	0.197
Bac (1 ^{er} part.) ou BT	0.170	0.097	40 à 49 ans	-0.686	0.195
Bac	0.185	0.092	50 à 59 ans	-0.467	0.192
Dipl. techn. sup.	-0.145	0.106	60 à 69 ans	-0.252	0.186
DUT, BTS	0.417	0.133	70 à 79 ans	-0.241	0.197
DEUG ou sup.	0.000	0.000	80 ans et plus	0.000	0.000
nationalité (NATIOEL)			log du revenu par u.c. (LNREVUC)		
étrangère	-0.281	0.099		-0.327	0.042
ZEAT (NOZEAT)			délai depuis le début d'enquête (DATER1)		n.s.
Ile de France	-0.047	0.070		-0.001	0.001
bassin parisien	0.305	0.073	nombre d'observations	17202	
nord	0.537	0.099	log-vraisemblance	-8933.95	
est	0.102	0.083	seuils de significativité	**=p<0.0001	
ouest	0.200	0.078		**=p<0.001	
sud-ouest	0.174	0.078		*=p<0.01	
centre	0.148	0.078			
sud-est	0.000	0.000			

ANNEXE 3 - EXISTENCE D'UNE PRESCRIPTION PHARMACEUTIQUE LORS DU PREMIER RECOURS (SELON LE TYPE DE RECOURS)

Variable	généraliste		spécialiste	
	Estimate	Std Err	Estimate	Std Err
constante	*		n.s.	
	-0.586	0.220	-0.825	0.345
motif de recours (MOTIF)	***		***	
accident	-0.659	0.149	0.216	0.301
handicap	-0.587	0.373	0.051	0.343
maladie	-2.019	0.112	-0.705	0.258
contraception, maternité, IVG	-1.111	0.222	-0.463	0.281
pbs personnels	-0.630	0.345	0.909	0.507
prév volontaire	0.105	0.149	0.410	0.268
prév obligatoire	0.629	0.178	0.550	0.295
vaccination	0.000	0.000	0.000	0.000
initiative de la séance (INIT)	***		***	
autre médecin	1.268	0.217	1.511	0.126
même médecin	0.198	0.066	0.683	0.061
non médecin	0.000	0.000	0.000	0.000
complémentaire maladie (ASSUB)	n.s.		n.s.	
non	0.163	0.084	0.114	0.098
oui	0.000	0.000	0.000	0.000
ZEAT (NOZEAT)	**		**	
Ile de France	-0.022	0.105	0.265	0.101
bassin parisien	-0.243	0.098	0.271	0.106
nord	-0.626	0.138	0.614	0.151
est	-0.159	0.117	0.499	0.123
ouest	-0.070	0.104	0.179	0.115
sud-ouest	-0.131	0.113	0.275	0.120
centre	-0.126	0.111	0.237	0.116
sud-est	0.000	0.000	0.000	0.000
risque vital (RVL)	n.s.		n.s.	
	-0.08	0.03	0.02	0.03
invalidité (INVL)	n.s.		n.s.	
	0.03	0.03	-0.03	0.03
sexe (SEXEML)	n.s.		n.s.	
femme	-0.133	0.056	-0.057	0.063
homme	0.000	0.000	0.000	0.000
âge (TRAGE)	***		***	
moins d'un an	-0.377	0.236	-0.626	0.254
1 à 2 ans	-0.195	0.214	-0.385	0.246
3 à 4 ans	-0.022	0.227	0.204	0.247
5 à 9 ans	0.200	0.191	0.474	0.225
10 à 14 ans	0.393	0.190	0.982	0.223
15 à 19 ans	0.344	0.191	0.342	0.224
20 à 29 ans	0.651	0.165	0.408	0.205
30 à 39 ans	0.585	0.158	0.433	0.198
40 à 49 ans	0.602	0.154	0.417	0.196
50 à 59 ans	0.312	0.152	0.274	0.196
60 à 69 ans	0.116	0.148	0.336	0.195
70 à 79 ans	0.069	0.158	0.259	0.209
80 ans et plus	0	0	0	0
délai depuis le début d'enquête	***		*	
	0.01	0.00	0.00	0.00
nb observations	12858		5542	
log-vraisemblance	-4608.88		-3538.63	

ANNEXE 4 - EXISTENCE D'UN SECOND RECOURS

Modèles logits multinomiaux modélisant la probabilité d'avoir un second recours médical : la première fonction de réponse correspond à un second recours chez un autre médecin, la seconde à un second recours chez le même médecin (l'absence de second recours est la référence).

Ces modèles ont été estimés séparément pour les premiers recours chez un généraliste et les premiers recours chez un spécialiste.

Niveau de significativité des dimensions explicatives (chi-2 et probabilité de significativité du chi-2)

premier recours :		généraliste		spécialiste	
variable	d.l.	chi-deux	probabilité	chi-deux	probabilité
Constante	2	190.9	0.0000	92.61	0.0000
Motif de recours (MOTIF)	10(8)	122.75	0.0000	77.06	0.0000
Maladie incidente (INCI)	2	15.57	0.0004	4.09	0.1296
Complémentaire maladie (ASSUB)	2	7.73	0.0210	4	0.1354
Sécurité sociale à 100 % (CENT)	2	2.33	0.3126	8.41	0.0149
Initiative de la séance (INIT)	4	26.42	0.0000	56.29	0.0000
ZEAT (NOZEAT)	14	34.4	0.0018	48.64	0.0000
Risque vital (RVL)	2	17.99	0.0001	5.27	0.0717
Tranche d'âge (TRAGE)	24	54.05	0.0004	49.59	0.0016
Délai avant la fin de l'enquête (DISTFIN)	2	3.18	0.0744	3.31	0.1908
LIKELIHOOD RATIO	17762(4)	8941.6	1	4085	1
Nombre d'observations		9921		4101	

Paramètres et écarts-types des modèles logits multinomiaux

variable	premier recours :		généraliste		spécialiste	
	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type	paramètre	écart-type
Constante	-4.83	0.51	-4.61	0.71	-4.61	0.71
	-2.81	0.26	-2.76	0.36	-2.76	0.36
Motif de recours (MOTIF)	1.68	0.29	1.46	0.28	1.46	0.28
accident	1.29	0.15	1.26	0.22	1.26	0.22
maladie	0.37	0.24	0.08	0.19	0.08	0.19
	0.37	0.11	0.78	0.15	0.78	0.15
contraception, IVG, grossesse	0.59	0.49	-0.37	0.38	-0.37	0.38
	0.40	0.26	0.55	0.21	0.55	0.21
prévention volontaire	-0.61	0.47	-0.87	0.34	-0.87	0.34
	-0.47	0.22	-1.64	0.35	-1.64	0.35
prévention obligatoire	-0.18	0.54	-0.30	-	-0.30	-
	-0.90	0.32	-0.95	-0.16	-0.95	-0.16
vaccination	-1.86	-	-	-	-	-
(réf.)	-0.68	-	-	-	-	-
Maladie incidente (INCI)	0.03	0.07	-0.18	0.09	-0.18	0.09
non	-0.16	0.04	-0.04	0.05	-0.04	0.05
oui	-0.03	-	0.18	-	0.18	-
	0.16	-	0.04	-	0.04	-
Complémentaire maladie (ASSUB)	0.39	0.20	0.66	0.33	0.66	0.33
	0.22	0.11	0.01	0.15	0.01	0.15
Sécurité sociale à 100 % (CENT)	0.07	0.16	0.31	0.23	0.31	0.23
	0.15	0.10	0.38	0.14	0.38	0.14
Initiative de la séance (INIT)	0.37	0.32	0.88	0.15	0.88	0.15
patient ou proche	0.73	0.17	0.54	0.11	0.54	0.11
même médecin	-0.27	0.18	-0.25	0.12	-0.25	0.12
	-0.49	0.10	-0.18	0.08	-0.18	0.08
autre médecin	-0.11	-	-0.63	-	-0.63	-
(réf.)	-0.24	-	-0.36	-	-0.36	-
NOZEAT	0.41	0.14	-0.65	0.23	-0.65	0.23
Ile de France	0.07	0.08	0.21	0.10	0.21	0.10
bassin parisien	-0.11	0.13	0.23	0.18	0.23	0.18
	-0.10	0.07	-0.27	0.12	-0.27	0.12
nord	-0.33	0.21	0.26	0.28	0.26	0.28
	0.03	0.10	-0.34	0.22	-0.34	0.22
est	0.00	0.18	0.27	0.23	0.27	0.23
	0.29	0.09	0.47	0.13	0.47	0.13
ouest	0.30	0.13	-0.15	0.22	-0.15	0.22
	0.02	0.08	-0.42	0.15	-0.42	0.15
sud-ouest	0.01	0.16	0.40	0.21	0.40	0.21
	0.01	0.09	0.06	0.14	0.06	0.14
centre	-0.26	0.19	-0.43	0.27	-0.43	0.27
	-0.22	0.10	0.06	0.13	0.06	0.13
sud-est	-0.03	-	0.06	-	0.06	-
(réf.)	-0.09	-	0.24	-	0.24	-
RVL	0.25	0.07	0.16	0.09	0.16	0.09
	0.09	0.04	0.08	0.05	0.08	0.05

TRAGE	0.50	0.41	0.06	0.52
moins de 1 an	0.79	0.17	0.37	0.26
1 à 2 ans	0.02	0.33	1.11	0.32
	0.41	0.13	0.14	0.24
3 à 4 ans	0.31	0.30	0.09	0.49
	0.03	0.16	0.71	0.21
5 à 9 ans	-0.56	0.34	-0.43	0.41
	-0.23	0.14	0.18	0.19
10 à 14 ans	-0.09	0.30	-0.20	0.38
	-0.43	0.16	-0.31	0.22
15 à 19 ans	-0.08	0.30	-0.61	0.48
	-0.28	0.16	0.09	0.19
20 à 29 ans	-0.06	0.21	-0.50	0.34
	-0.06	0.11	0.15	0.14
30 à 39 ans	-0.12	0.19	0.19	0.23
	0.09	0.09	0.13	0.13
40 à 49 ans	0.19	0.17	-0.28	0.27
	-0.09	0.10	0.00	0.14
50 à 59 ans	0.16	0.17	0.42	0.23
	0.02	0.10	-0.24	0.16
60 à 69 ans	0.14	0.17	0.44	0.24
	-0.03	0.10	-0.23	0.16
70 à 79 ans	-0.12	0.21	0.20	0.31
	-0.16	0.12	-0.40	0.21
plus de 80 ans	-0.29	-	-0.48	-
(réf.)	-0.07	-	-0.60	-
Délai avant la fin de l'enquête (DISTFIN)	0.00	0.00	0.00	0.01
	0.00	0.00	0.01	0.00

REFERENCES

REFERENCES DE LA PREMIERE SECTION

- Actuarial Research Corporation (1995a) : *The medical savings accounts micro-data model - user documentation* ; draft.
- Actuarial Research Corporation (1995b) : *An analysis of Medical savings accounts on employer-sponsored insurance populations* ; draft.
- Anderson, R. M. ; May, R. M. (1991) : *Infectious diseases of humans - Dynamics and control* ; Oxford University Press.
- Andreassen, L. ; Fredriksen, D. ; Ljones, O. (1993) « The future burden of public pension benefits : a microsimulation approach » in International Association for research in Income and Wealth : *Conference on microsimulation and public policy*, Canberra.
- Antcliff, S. ; Bracher, M. ; Gruskin, A. ; Hardin, A. ; Kapuscinski, C. (1996) : *Development of DYNAMOD, 1993 and 1994* ; NATSEM, Dynamic modelling Working Paper No. 1 (juin).
- Atrostic, B. K. (1994) : « A multiple approach to microsimulation » ; *Proceedings of the Section on Survey Research, American Statistical Association*.
- Atrostic, B. K. (1995) : « Building sensitivity tests in a health microsimulation model » ; *Proceedings of the Section on Survey Research, American Statistical Association*.
- Baker, R. J. (1982) : « Prism : an overview » , in Gilchrist, Robert, *GLIM 82 : proceedings of the international conference on generalised linear models*.
- Banthin, J. S. ; Beauregard, K. M. ; Cohen, St. B. ; Moeller, J. F. ; Selden, T. M. ; Zabinski, D. (1996) : *Medical expenditure microsimulation model (MEDSIM) : a brief overview of the model and database* ; mimeo, Center for Cost and Financing Studies, AHCPR (décembre).
- Brennecke, R. (1991) : « Microsimulation of the costs of the health system in the Federal Republic of Germany » ; *Econometrics of Health Care*, pp 203-224.
- Buchanan, J. L. ; Keeler, E. B. ; Rolph, J.E. ; Holmer, M. R. (1991) : « Simulating health expenditures under alternative insurance plans » ; *Management science*, Vol. 37, No. 9, pp. 1067-1090.
- Caldwell, S. B. (1993) : « Content, validation and uses of CORSIM 2.0, a dynamic microanalytic model of the United States » in International Association for research in Income and Wealth : *Conference on microsimulation and public policy*, Canberra.
- Chollet, D. J. (1993) : « Microsimulation models in health services research » ; Center for Risk Management and Insurance Research, Working Paper No. 91-3.
- Citro, C. F. ; Hanushek, E. A. (1991) : *Improving Information for Social Policy Decision - The uses of microsimulation modeling - Volume 1, Review and Recommendations* ; National Academy Press, Washington D.C.
- Davidson, G. ; Peterson, D. ; Altmann, M. ; Willard, K. ; Gatewood, L. (1996) : *Simulating the impact for treatment costs of providing AZT to IVDUs with AIDS* ; mimeo.
- Falkingham, J. ; Lessof, C. (1991) : *LIFEMOD - The formative years* ; STICERD, WSP/RN/24.
- Feldstein, M. ; Friedman, B. (1977) : 'Tax subsidies, the rational demand for insurance and the health care crisis' ; *Journal of Public Economics*, Vol. 7, pp 155-178.
- Freund, D. A. (1984) : « Equality of opportunity and the demand for medical care by race » ; *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 24, pp. 42-55.
- Gardiner, K. ; Hills, J. ; Falkingham, J. ; Lechene, V. ; Sutherland, H. (1995) : *The effect of differences in housing and health care systems on international comparisons of income distribution* ; STICERD Discussion paper, WSP/110 (juillet).
- Giannarelli, L. (1992) : *An analyst's guide to TRIM2- the Transfer Income Model, Version 2* ; The Urban Institute.
- Gilbertson, D. T. ; Hannan, P. J. ; Deshpande, M. ; McGovern, P. ; Gatewood, L. ; Blackburn, H. ; Jacobs, D. R. Jr. (1996) : *Modelling the decline in coronary heart disease mortality rates : the Minnesota Heart Study* ; mimeo.

- Hacker, R. S. ; McBride, T. (1989) : « Dynamic Simulation of Income Model (DYNASIM), Volume III : The Cross-Sectional Imputation Model » ; *Urban Institute Working Paper*, 3646-01, The Urban Institute, Washington D.C..
- Harding, A. (1993) : *Lifetime income distribution and redistribution - applications of a microsimulation model* ; Contribution to economic analysis, North-Holland.
- Hills, J. ; Lessof, C. (1993) : *Modelling direct tax and Social security over the Lifetime* ; STICERD, WSP/RN/25.
- Holahan, J. ; Zedlewski, S. R (1991) : « Expanding Medicaid to cover uninsured Americans » ; *Health affairs*, Vol. 10, No. 1 (printemps).
- ICF, Inc. (1988) : *The household income tax and simulation model (HITSM) : Methodology and documentation* ; Washington D.C., Lewin ICF, Inc. (janvier).
- Huang, L.-F., Cartwright, W. S.; Hu, T.-W. (1989): 'Demand for Medigap insurance by the elderly: a micro-simulation analysis'; *Applied Economics*, Vol. 21, pp 1325-1339.
- Keeler, E. B.; Morrow, D. T.; Newhouse, J. P. (1977): 'The Demand for Supplementary Health Insurance, or Do Deductibles Matter?'; *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp 789-801.
- Keeler, E. B., Newhouse, J. P., Phelps, C. E. (1977): « Deductibles and the demand for medical care services : the theory of a consumer facing a variable price schedule under uncertainty » ; *Econometrica*, Vol. 45, No. 3 (avril).
- Keeler, E. B. ; Buchanan, J. L. ; Rolph, J. E. ; Hanley, J. M. ; Reboussin, D. M. (1988) : *The demand for episodes of medical treatment in the health insurance experiment* ; Rand Corporation, R-3454-HHS.
- Keeler, E. B. ; Manning, W. G. ; Wells, K. B. (1988) : « The demand for episodes of mental health services » ; *Journal of health economics*, Vol. 7, pp. 369-392.
- Keesey, J. ; Keeler, E. ; Fowler, W. (1985) : *The episodes-of-illness processing system* ; Rand Corporation, N-1745-1-HHS.
- Kennell, D. L. ; Sheils, J. F. (1990) : « PRISM: Dynamic simulation of pension and retirement income » ; in Lewis, G. H. ; Michel, R. C. ; *Microsimulation techniques for tax and transfer analysis*, Washington D.C., The urban Institute Press.
- Klavus, J. ; Mattila, V.-M. ; Häkkinen, U. ; Salomäki, A. (1995) : *Micro-level analysis of distributional changes in health care financing* ; Communication à la Third European Conference on Health Economics, Stockholm, August 20-22.
- Klein, R. W. ; Dittus, R. S. ; Roberts, S. D. ; Wilson, J. R. (1993) : « Simulation modeling and health care decision making » ; *Medical decision making* , Vol. 13, No. 4.
- Landt, John ; Percival, Richard ; Schofield, Deborah ; Wilson, David (1995) : *Income inequality in Australia: the impact of non-cash subsidies for health and housing* ; NATSEM, Discussion Paper No. 5 (mars).
- Lewin-VHI, Inc. (1993) : « The financial impact of the health security act » (décembre).
- Manton, Kenneth G. ; Singer, Burton H. ; Suzman, Richard M. (1993) : *Forecasting the health of elderly population* ; Springer Verlag.
- Marquis, M. S. (1992): « Adverse selection with a multiple choice among health insurance plans: a simulation analysis » ; *Journal of Health Economics*, Vol. 11, pp 129-151.
- Marquis, M. S. ; Buchanan, J. L. (1992) : « Subsidies and national health care reform : the effect on workers demand for health insurance coverage » in U.S. Department of Labor, *Health benefits and the workforce*.
- Marquis, M. S. ; Buchanan, J. L. (1994) : « How will changes in health insurance tax policy and employer health plan contributions affect access to health care and health care costs ? » ; *Journal of the American Medical Association*, Vol. 71, No. 12, pp. 939-944 (mars 23-30).
- Moeller, J. F. (1995) : « Gainers and losers under a tax-based health care reform plan » ; *Inquiry*, Vol. 32, 285-299 (automne).
- Mot, E. S. (1992): « Survey of microsimulations models » ; SEO, Amsterdam.
- Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation, Departement of Health and Human Services (1992) : *Brookings-ICF Long-Term Care Financing Model - Model assumptions* ; (février).
- Nelissen, J. H. M. (1991) : *The health care sector in the microsimulation model NEDYMAS* ; Working Paper Series No. 62, Tilburg University.

- Nelissen, J. H. M. (1996) : *The Dutch dynamic microsimulation model NEDYMAS* ; Communication à la Journée d'étude sur les applications des modèles de microsimulation, Paris, 8 novembre.
- Norman, T. J. ; Bayley (1975) : *The mathematical theory of infectious diseases and its application* ; Charles Griffin and Company Ltd, London.
- Pennec, S. (1994) : *Applications démo-économiques de la méthode des micro-simulations*; thèse effectuée à l'IEP sous la direction de Didier Blanchet.
- Percival, R. ; Schofield, D. (1995) : *Modelling Australian Public Health Expenditures* ; STINMOD Technical Paper, No. 8.
- Pfaff, A. B. ; Busch, S. ; Rindsfusser, C. (1992) : *Kostendämpfung in der gesetzlichen Krankenversicherung : Mikrosimulationsergebnisse für das Jahr 1991* ; INIFES, Stadtbergen.
- Pfaff, A. B. ; Busch, S. ; Rindsfusser, C. (1996) : *Die Finanzierung der gesetzlichen Krankenversicherung - Möglichkeiten zur umgestaltung und Ergebnisse ausgewählter Modellrechnungen* ; Endbericht an die Hans-Böckler-Stiftung, INIFES, Stadtbergen.
- Pham, S. (1996) : « La réforme du système de santé américain : entre assurance et solidarité » ; *Economie et Statistique*, No. 291-292.
- Propper, C. ; Upward, R. (1993) : *Modelling health and health care over the lifetime* ; STICERD, Welfare State Programme, WSP/RN/27 (août).
- Rochaix, L. ; Fiume-Lachaud, Cl. ; Leteno-Largerion, Ch. (1996) : « Simulation de l'impact en termes d'équité d'une mesure de franchise à la consommation des soins de santé » ; *Communication aux Journées des économistes français de la santé*.
- Sheils, J. ; Claxton, G. J. ; Haught, R. A. (1996) : « *Medicare reform options : an analysis of private coverage, beneficiary spending and the budget* » ; Final report prepared for The Progressive Policy Institute. The Lewin Group (avril).
- Van de Ven, W. P. M. M. ; Van der Gaag, J. (1982) : 'Health as an unobservable - a MIMIC model of demand for Health Care' ; *Journal of Health Economics*, Vol. 1, pp. 157-183.
- Van der Lann, B. S. (1988) : *Modelling total costs of non-life insurances* ; Ph. D. Dissertation, Rotterdam : Erasmus University.
- Webb, R. L. ; Michel, R. C. ; Bergsman, A. B. (1990) : « The historical development of the transfer income model (TRIM2) » in Lewis, G. H. ; Michel, R. C. ; *Microsimulation techniques for tax and transfer analysis*, Washington D.C., The Urban Institute Press.
- Wolfson, M. C. (1991) : « POHEM : une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé » ; *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 20, No. 2, pp. 329-366.
- Wolfson, M. C. (1994) : « POHEM : a framework for understanding and modelling the health of human populations » ; *World health statistics quarterly*, Vol. 47.
- Yett, D. E. ; Drabek, L. ; Intriligator, M. D. Kimbell, L. J. (1980) : « The HRRC Health care Sector Simulation Model » ; Haveman, R. H. ; Hollenbeck, K. ; *Microeconomic simulation models for public policy analysis - Volume 1 : Distributional impacts* ; Academic Press, New-York.
- Zabinski, Daniel ; Selden, Thomas M ; Moeller, John F. ; Banthin, Jessica S. (1997) : « Medical savings accounts : microsimulation results from a model with adverse selection » ; AHCPR, mimeo.
- Zedlewski, S. (1990) : « The development of the dynamic simulation of income model » ; in Lewis, G. H. ; Michel, R. C. ; *Microsimulation techniques for tax and transfer analysis*, Washington D.C., The Urban Institute Press.
- Zedlewski, S. R. ; Acs, G. P. ; Winterbottom, C. W. (1992) : « Play-or Pay employers mandates » ; *Health Affairs*, Vol. 11, No. 1 (printemps).

REFERENCES DES DEUXIEME ET TROISIEME SECTIONS

- Attias-Donfut, C. (1993), 'Dépendance des personnes âgées : pourvoyance familiale et pourvoyance sociale' ; *Revue française des affaires sociales*, 47^e année, No. 3 (octobre-décembre).
- Boult, C. ; Altmann, M. ; Gilbertson, D. ; Yu, C. ; Kane, R. L. (1996), " Decreasing disability in the 21st century : the future effects of controlling six fatal and non fatal conditions " ; *American Journal of Public Health*, Vol. 86, No. 10.
- Bouget, D., R. Tartarin (eds), M. Frossard et P. Tripier (1990), '*Le prix de la dépendance - Comparaison des dépenses des personnes âgées selon leur mode d'hébergement*', CNAVTS, 414 p.
- Bouget, D. ; Tartarin, R. (1992), *Aide informelle aux personnes âgées dépendantes en France* ; Rapport à l'OCDE, CEBS, Université de Nantes.
- Breuil-Génier P. (1998), « Aide aux personnes âgées dépendantes : une très grande hétérogénéité des pratiques », *Les politiques sociales catégorielles*, L'Harmattan.
- Bucquet, D. ; Colvez, A. ; Curtis, S. ; Pampalon, R. (1990) , « Approche épidémiologique des besoins des personnes âgées dépendantes à partir de trois enquêtes régionales » ; *Solidarité Santé - Etudes statistiques*, No. 5 (septembre-octobre).
- Colvez, A. ; Robine, J. M. ; Bucquet, D. ; Jouan-Flahaut, C. (1988), « Facteurs prédictifs de la mortalité dans les trois ans chez les personnes âgées » ; *Gérontologie et société*, No. 44.
- Colvez, A. ; Bucquet, D. ; Curtis, S. ; Pampalon, R. (1990), *Approche épidémiologique des besoins en services pour les personnes âgées dépendantes* ; Montpellier, Inserm.
- Desplanques, G. (1993), 'L'inégalité sociale devant la mort' in *La société française*, Insee, pp 251-258.
- Desplanques (??), « L'inégalité sociale devant la mort » ; in Bouvier-Colle, M.H. ; Vallin, J. ; Hatton, F. , *Mortalité et causes de décès en France*.
- Desplanques, G. (1996), 'La situation familiale des personnes âgées' in INSEE, *La Société française - Données sociales*.
- Desplanques, G. ; Mizrahi, An. ; Mizrahi, Ar. (1996), « Mortalité et morbidité par catégorie sociale » , *Solidarité Santé - Etudes statistiques*, No. 4.
- Dinh, Q.C. (1994), « La population de la France à l'horizon 2050 » ; *Economie et Statistique* ; No. 274.
- Grignon, M. ; Pennec, S. (1996), *De qui dépendent les personnes âgées dépendantes ?* ; Communication au colloque de l'ADELF, Sinaia.
- Grignon, M. ; Pennec, Sophie (1996b), *Matrices de probabilités, modèle dépendance* ; miméo CNAF-INED
- Hacker, R. Scott ; McBride, Timothy (1989), " Dynamic Simulation of Income Model (DYNASIM), Volume III : The Cross-Sectional Imputation Model ; Urban Institute Working Paper, 3646-01, The Urban Institute, Washington D.C.,
- Hatchuel, Georges (1995), 'La dépendance des personnes âgées - solidarité familiale et solidarité nationale sont complémentaires' , SESI, Informations Rapides, n°66 (novembre).
- Katsura, H. M. ; Struyk, R. J. ; Newman, S. J. (1989), *Housing the elderly in 2010 : projections and policy options* ; The Urban Institute.
- King, Miriam (1988), *Changes in the living arrangements of the elderly : 1960-2030* ; Congressional Budget Office (mars).
- Kunkel, S. R. ; Applebaum, R. A. (1992), « Estimating the prevalence of long-term disability for an aging society » ; *Journal of Gerontology : Social sciences*, Vol. 47, No. 5, pp. 253-260.
- Legaré, J. ; Marcil-Gratton, N. ; Péron, Y. (1992), 'Support networks surrounding future older people : what to expect given present trends in fertility and marital behaviours' ; BiB, Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, Heft 73.
- Louvot, C. (1994), « Projection du nombre de ménages à l'horizon 2020 » ; *Insee Résultats*, No. 315.
- Manton, K. G. (1989), « Epidemiological, demographic and social correlates of disability among the elderly », *The Milbank Quarterly*, Vol. 67, Supplement 2, Part 1.
- Manton, K. ; Stallard, E. (1990) : " Cross-sectional estimates of active life expectancy for the U.S. elderly and oldest-old population " ; *Journal of Gerontology*, may.

- Manton, K. G. (1993) : « Health forecasting and models of aging » ; in Manton, K. G. ; Singer, B. H. ; Suzman, R. M. (1993) : *Forecasting the health of elderly population* ; Springer Verlag, chap. 4.
- Manton, K. G. ; Singer, B. H. ; Suzman, R. M. (1993) : *Forecasting the health of elderly population* ; Springer Verlag.
- Manton, K.G. ; Stallard, E. ; Liu, K. (1993) : « Frailty and forecasts of active life expectancy in the United States » in Manton, K. G. ; Singer, B. H. ; Suzman, R. M. (1993) : *Forecasting the health of elderly population* ; Springer Verlag, chap. 7.
- Mormiche, P. ; Robine, J.-M. (1993) : 'L'espérance de vie sans incapacité augmente' ; *Insee Première*, No. 281 (octobre).
- Nuttall, S.R. ; Blackwood, R.J.L. ; Bussell, B. M. H. ; Cliff, J. P. ; Cornall, M. J. ; Cowdry, A. ; Gatenby, P. L. ; Weber, J. M. (1993) : *Financing long-term care in Great Britain* ; Institute of actuaries.
- Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation, Departement of Health and Human Services (1992a), *Brookings-ICF Long-Term Care Financing Model - Model assumptions* ; miméo (février).
- Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation, Departement of Health and Human Services (1992b), *Brookings-ICF Long-Term Care Financing Model - User's guide to specifying assumptions* ; Miméo (février).
- Phillips, B. (1992), "Surviving kin among the oldest-old : an application of a simulation environment" ; miméo, NMSR, Minneapolis.
- Richards, E. (1996), *Paying for long-term care* ; Institute for Public Policy Research, Londres.
- Rivlin, A. A. ; Wiener, J. M. (1988), *Caring for the disabled elderly - Who will pay ?* ; The Brookings Institution, Washington.
- Robine, Jean-Marie (1993), 'Allongement de l'espérance de vie et évolution de l'espérance de vie sans incapacité', in *L'avenir de l'espérance de vie*, J. Vallin Ed., INED, Congrès et Colloques, No. 12.
- Sundström, G. (1994), 'Les solidarités familiales : tour d'horizon des tendances' in '*Protéger les personnes âgées dépendantes - Nouvelles orientations*', OCDE, Etudes de politique sociale No. 14.
- Van Imhoff, E. ; Hogen, E. ; Wolf, S. (1991), « Household trends, care for the elderly and social security in the Netherlands » ; in van Nimwegen, N. ; Chesnais, J.C. ; Dykstra, P. ; *Coping with sustained low fertility in France and the Netherlands* ; NIDI CBGS Publication 27, Amsterdam/Lisse : Swets & Zeitlinger.
- Van Imhoff, E. ; Post, W. (1996), *Microsimulation methods for population projection* ; draft, NIDI.
- Wiener, J. M. ; Illston, L. H. ; Hanley, R. J. (1994), *Sharing the burden* ; The Brookings institution, Washington D.C.

- Breuil P. (1998) : *Episodes et filières de soins : une approche micro-économétrique à partir de l'enquête Santé 1991-92* : Communication aux journées des Economistes Français de la Santé, Marseille, 5-6 novembre.
- Duan N., Manning W.G., Morris C.N., Newhouse J.P. (1983) : 'A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care' ; *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 1, n° 2, avril.
- Breuil-Genier P. (1998) : « Les enseignements théoriques et pratiques des microsimulations en économie de la santé », *Economie et Statistique*, n°315, pp. 73-94.
- Genier, P., F. Rupprecht, J. Harnois, M. Khamlich, M. Tomasini, F. Wilthien (1997) « Analyse empirique de la consommation de soins de ville au niveau micro-économique », *Cahiers de sociologie et de démographie médicale*, XXXVIIème année, No. 3-4, p277-310.
- Genier P. (1998) : « Assurance et recours aux soins : une analyse microéconométrique à partir de l'enquête Santé 1991-1992 de l'Insee », *Revue Economique*, Vol. 49, n°3, p 809-819.
- Guignon N. (1994) : « Du généraliste au spécialiste : qui conseille de consulter ? », *Solidarité santé*, n°1.
- Hunt-McCool J., Kiker B.F., NG Y. C. (1994) : 'Estimates of the demand for medical care under different functional forms' ; *Journal of applied econometrics*, vol 9.
- Maddala (1983) : *'Limited dependent and qualitative variables in econometrics'* : Cambridge University Press
- Manning W., Newhouse J.P., Duan N., Keeler E.B., Leibowitz A., Marquis M.S. (1987) : 'Health insurance and demand for medical care : Evidence from a randomized experiment' ; *American Economic Review*, juin, pp 251-277.
- Mormiche P., Urbaniak F. (1994) : 'Enquête sur la santé et les soins médicaux 1991-1992' ; *INSEE résultats*, n°64-65-66 (novembre).
- Rochaix L. (1992) : 'Validation de l'hypothèse de demande induite : une revue des analyses économétriques anglo-saxonnes' ; Note Direction de la Prévision (juin).
- Stoddart G.L., Barer L. (1981) : 'Analyses of demand and utilization through episodes of medical services' , in Van der Gaag J., Perlman M. (eds.) : *'Health, economics and health economics'*, North-Holland.
- Van de Ven W.P.M.M. Van der Gaag J. (1982) : 'Health as an unobservable : a MIMIC model of demand for health care' ; *Journal of Health Economics*, Vol 1.
- Van der Gaag J., Wolfe B. (1991) : 'Estimating demand for medical care : health as a critical factor for adults and children' ; in Duru, G., Paelink, J.H.P. (eds.) : *'Econometrics of Health Care'* ; Kluwer.