Le gage patrimonial dans l'aide à la dépendance

Impact microéconomique et macroéconomique

IDEP et Unité Inserm 912

Alain Trannoy, Yves Arrighi, Bérengère Davin, Cecilia Garcia-Penelosa, Sophie Thiebaut, Bruno Ventelou,

Mai 2011

Plan du rapport Final

1. Le gage patrimonial comme une option d'achat

2. Estimation économétrique de l'effet-prix de la demande d'APA

3. Une analyse microéconomique du gage patrimonial dans l'aide aux personnes indépendantes

4. Impact macroéconomique d'une récupération de l'APA sur les successions

1. Le mécanisme de gage patrimonial comme une option d'achat

Alain Trannoy

Le gage patrimonial consiste à offrir aux bénéficiaires de l'APA dont le revenu et le patrimoine dépasse un certain plafond la possibilité de faire un choix entre deux alternatives. Soit bénéficier de l'APA à taux plein pendant la durée de la prise en charge, donc certainement jusqu'au décès et accepter de gager son patrimoine du montant des prestations sous un certain plafonds, soit bénéficier de l'APA à taux réduit (par exemple 50%) pendant la durée de la prise en charge. La première contribution de l'équipe est de montrer que ce mécanisme s'apparente à une option d'achat (call) dont la particularité est qu'elle est gratuite ! L'illustration de cette proposition se fait grâce à trois graphiques dont le premier est reproduit ci-dessous. Il illustre la croissance linéaire du montant cumulé des prestations dans le cas où l'état de la personne ne se dégrade pas au cours du temps, en fonction d'une variable essentielle le temps de survie à compter de la prise en charge. Evidemment, le montant cumulé des prestations au titre de l'APA est du vivant de la personne deux fois plus important avec le choix de la première option, couverture à 100% que couverture à 50%.

Figure 1 : Montant cumulé des prestations en fonction du temps de survie

Maintenant à la mort de la personne, l'évaluation est différente puisqu'il faut prendre en compte la récupération sur héritage. Celle-ci est fonction de l'écart entre le montant cumulé des prestations, donc l'écart des droites à 100% et à 50% dans la figure 1, et elle évolue linéairement en fonction du temps de survie. La droite en grisée dans la figure 2 reproduit ce montant à récupérer sur héritage si la personne et la famille ont choisi l'alternative 1. Il est supposé ici que la somme a été actualisée pour tenir compte de l'inflation et du prix du temps, représenté par le taux d'intérêt d'un placement sans risque. Ensuite, il faut faire intervenir le plafond de récupération, représentée par la droite horizontale en gras dans la figure 2. Si le montant des prestations est inférieur au plafond, le patrimoine légué se verra amputer de ce montant, s'il lui est supérieur du plafond.

Figure 2 : Coût du choix du gage patrimonial en fonction du temps de survie

On en conclut simplement, que suivant le temps de survie, l'option de choisir le gage patrimonial est soit équivalente à opter pour une APA à 50% – cas d'une vie de courte durée – soit plus intéressante lorsque la personne bénéficie d'une longévité importante. Le point important est que le gage patrimonial n'est jamais moins intéressant. Bien sûr on pourrait fixer un plafond tellement élevé qu'il ne serait jamais atteint, mais alors les deux alternatives sont rigoureusement identiques et on se demanderait pourquoi recourir à un mécanisme dont la seule spécificité serait sa complexité. La figure 3 illustre cet intérêt purement financier du

gage patrimonial qui ne se présente que si la durée de vie de la personne excède un certain nombre d'années.

Gain lié à la récupération

Figure 3 : Gain net lié au gage patrimonial

Ce graphique en forme de coude est typique d'une option d'achat. Tant que la durée de vie est inférieure au coude, l'opération est neutre financièrement. Si la durée de vie dépasse, l'opération devient intéressante. Bien sûr, au moment de prendre la décision, la durée de la personne en question est une variable aléatoire. Mais si on raisonne en espérance, le gain est positif. Donc toute personne rationnelle au sens du calcul économique choisirait ce gage patrimonial. Elle serait même prête à payer pour ce gage patrimonial. Si une compagnie d'assurance ou une mutuelle proposait de s'occuper de traiter directement à la place de la personne, elle pourrait lui faire payer ce service et gagner de l'argent.

Peut-on chiffrer l'avantage ? A ce stade, nous n'avons pas les paramètres exacts de la réforme. On peut cependant donner les formules de calcul dans un cas simple.

Le gain actualisé par unité de temps est supposé constant à z. Soit x_o l'âge de la personne au moment de la de la prise en charge. Soit x_1, son âge à partir duquel les dépenses dépassent le montant du plafond. Soit f(x) la densité de probabilité de décès à l'âge x. La fonction cumulée F(x) donne la probabilité de décéder avant l'âge x. S(x) =1-F(x) donne la probabilité

d'atteindre l'âge x. La probabilité de survie à l'âge x_1 sachant que l'on a passé l'âge x_o est le rapport $\frac{1-F(x1)}{1-F(x0)}$. Donc le gain total espéré s'écrit simplement comme :

$G(z; x_0) = z\frac{1-F(x1)}{1-F(x0)}$,

On peut appliquer cette formule dans le cas où la mortalité suivrait une loi de Gompertz, ce qui est souvent supposé pour des âges élevés en première approximation. Le taux de hasard, c'est-à-dire la probabilité de décéder parmi les survivants est une fonction croissante de l'âge.

Le taux de hasard au-delà de 25 ans serait donné par :

$h(x) = h(25)e^{\frac{(x-25)}{10}}$ en calibrant $h(25) = 3.10^{-4}$ ce qui nous permet d'exprimer la fonction de survie :

$1-F(x) = e^{-0.003e^{(0.1x-2.5)}}$

Pour donner un ordre de grandeur, on retient $x_o = 80$ ans et un plafond de dépense atteint pour $x_1 = 90$ ans. La probabilité d'être vivant à 90 ans sachant qu'on l'est à 80 ans n'est que de 28%. On obtient comme gain total espéré, 0.28z. Comme z représente le différentiel entre l'APA à 100% et à 50%, en comptant un bénéfice journalier de l'ordre de 8 Euros, on obtient un avantage de l'ordre de 3000 Euros par an et un plafond de récupération de 30 000 Euros, qui sera atteint si l'individu survit au moins 10 ans après le début de la prise en charge. Pour ces valeurs, choisies uniquement dans le but d'illustrer le calcul, on aboutit à une option dont la valeur est égale à 840 Euros. Sous bénéfice d'inventaire, ceci nous laisse à penser que l'ordre de grandeur du bénéfice représentée par le gage patrimonial est de l'ordre de quelque centaine d'Euros, car les lois de survie pour les personnes dépendantes sont sans doute moins favorables que celles relatives à la population en générale.

Cette formule donne la valorisation de l'option représentée par le gage patrimonial. Tout « financier » achèterait cette option (choisirait le gage patrimonial) puisqu'elle est gratuite et gagnerait en moyenne dans l'exemple sur une large proportion de bénéficiaires, 840 Euros par bénéficiaire**.** Le bénéficiaire, se prémunit contre un risque, celui de l'augmentation du coût de la prise en charge de la dépendance liée à l'allongement de la durée de la vie**.** Plus le plafond de récupération est bas, plus on assure le bénéficiaire et moins cette disposition est avantageuse pour les finances publiques.

Le gage patrimonial présente deux avantages supplémentaires pour les ménages

- Avantage de liquidité quand le patrimoine ne l'est pas naturellement
- Avantage en terme d'actualisation (si dans le cas le cumul des prestations dans la durée de vie, les pouvoirs publics n'actualisent pas par exemple au taux du livret A)

Dans la modélisation, nous nous supposerons que l'individu choisit toujours la récupération sur héritage. Introduire l'option dans le calcul lui-même dans l'optimisation de son taux d'épargne et du montant d'aide serait trop compliqué.

Néanmoins, il faut garder à l'esprit que la rationalité des personnes âgées et des familles plus généralement n'est pas celle des financiers. Il faut toutefois tenir compte qu'une partie de la population cible est aisée et fait appel par exemple à des conseillers pour des placements ou de l'optimisation fiscale.

Le mécanisme se rapproche du viager qui offre la possibilité de mobiliser une partie du patrimoine sous forme de prise en charge de la dépendance. Mais il est connu que le viager est beaucoup moins développé que la rationalité économique ne le laisserait supposer, en particulier parce qu'il donne à penser aux enfants que l'on ne veut rien leur laisser. Cela représente un coût en termes d'altruisme affiché.

Il faut souligner également qu'une des modalités de mise en œuvre qui est envisagée implique une déclaration et une évaluation de la valeur du patrimoine avant décès. Ce n'est pas forcément une opération que l'ascendant fait de gaité de cœur pour de multiples raisons.

Le choix du refus du gage patrimonial permettra de donner un ordre de grandeur minimal à ces coûts. Avant la mise en œuvre de la mesure, une expérimentation dans quelques départements tests pourrait se révéler utile.

L'assurance santé – dépendance : un Effet Prix dans la demande d'APA ?

Yves Arrighi* - Bérengère Davin* – Alain Trannoy* - Bruno Ventelou*,****

25/01/2011

Résumé : Cette recherche vise à évaluer dans quelle mesure les demandeurs potentiels d'APA (allocation personnalisée pour l'autonomie) sont influencés par le montant-même de la subvention obtenue. Cette évaluation permet d'anticiper les effets d'une décision de politique publique qui chercherait, par l'introduction du gage patrimonial ou d'une augmentation du ticket modérateur, à réduire la « générosité » du dispositif au niveau de la famille toute entière. On observe de fait une certaine hétérogénéité de générosité entre les départements (qui gèrent l'APA). Sur les données de l'enquête HSM, nous trouvons que la demande d'APA est près de deux fois plus importante dans les départements situés dans le dernier quartile de générosité.

***Unité INSERM 912,**
****GREQAM-IDEP, CNRS**
*****GREQAM-IDEP, EHEESS**

Cette recherche a été réalisée dans le cadre d'un contrat de recherches avec la MIRE. Nous remercions les participants aux réunions de suivi de la recherche pour leurs commentaires.

1. Introduction

En 2008, la dépense publique liée à la prise en charge de la dépendance a été évaluée à 19 milliards d'euros, soit l'équivalent d'un point de PIB (Produit Intérieur Brut) : plus de 60% du coût serait supporté par l'Assurance Maladie, 20% par les départements, 15% par la CNSA (Caisse Nationale de Solidarité pour l'Autonomie) et 2% par l'Etat au travers de la fiscalité (Vasselle, 2008). Selon le Centre d'Analyse Stratégique, le financement de la dépendance pourrait représenter 1,6% du PIB à l'horizon 2025 (Centre d'Analyse Stratégique, 2006). L'un des principaux dispositifs d'aide a été mis en place en 2002, avec la création de *l'Allocation Personnalisée d'Autonomie* (APA), qui s'adresse aux personnes âgées de plus de 60 ans « dépendantes » (au sens de la grille AGGIR – cf. Annexe 1). Fin juin 2009, 1 117 000 personnes âgées de 60 ans ou plus ont bénéficié de l'APA, 61% vivant à domicile et 39% en établissement (Debout & Lo, 2009). Au total, le coût de l'allocation avoisine les cinq milliards d'euro, dont 70% sont à la charge des départements et 30% à la charge de la CNSA (Piveteau, 2009).

Actuellement, l'ouverture des droits à l'APA n'est pas soumise à condition de ressources. Les bénéficiaires s'acquittent seulement d'un ticket modérateur en fonction de leurs revenus (cf. mode de calcul en Annexe). En l'état présent de la législation, les montants versés dans le cadre de l'APA ne sont pas non plus récupérables sur la succession. Par conséquent, pour essayer de limiter l'augmentation attendue des dépenses, une des options envisagées est de modifier les règles d'attribution et de récupération de l'APA (Vasselle, 2008). Plusieurs paramètres peuvent intervenir, tels que la redéfinition du niveau de dépendance requis pour être éligibles à l'APA ou le barème du ticket modérateur associé au niveau de revenu. Mais, depuis fin 2007 (et une tentative d'amendement au projet de Loi de Finances 2008, non voté par l'Assemblée Nationale), l'intégration d'un « gage patrimonial » dans l'attribution de l'APA fait l'objet d'une attention particulière. Une option de politique publique pourrait en effet consister à rendre l'APA récupérable sur les avoirs patrimoniaux, au moment du décès du bénéficiaire, et, à hauteur maximum des montants versés dans le cadre du dispositif[1]. Dans le cadre du débat sur la création d'un cinquième risque correspondant à la dépendance et à la perte d'autonomie, il est également envisagé de faire participer les mutuelles de santé dans des conditions à définir. Ces deux dispositifs aboutissent à une augmentation du reste à charge pour la famille. Ces changements pourraient plus ou moins fortement influer le recours à l'allocation. Cela a déjà été illustré lors du passage de la Prestation Spécifique Dépendance (PSD, créée en 1997) à l'APA (Kerjosse, 2003a). La PSD était caractérisée par un ciblage sur les personnes les plus sévèrement dépendantes et une récupération sur successions. Fin 2001, 156 000 personnes recevaient la PSD. La mise en place de l'APA, caractérisée par une définition plus large de la dépendance et l'absence de recours sur succession, a conduit à un fort accroissement du nombre de bénéficiaires en un temps relativement court : 605 000 bénéficiaires fin 2002 (Kerjosse, 2003b). Il est donc probable qu'une modification/restriction des critères d'obtention de l'APA entraîne une évolution des comportements des demandeurs et des bénéficiaires.

[1]Cette option est sous-tendue par le fait que la France se distingue aujourd'hui par un fort déséquilibre intergénérationnel en termes de patrimoine, les personnes âgés bénéficiant d'avoirs accumulés conséquents, plus conséquents en moyenne que les générations passées de personnes âgées qui n'ont pas bénéficié des mêmes conditions économiques de croissance pendant leur vie active (Arrondel, Masson, & Verger, 2009).

Cette recherche, de nature économétrique, veut donc évaluer dans quelle mesure les demandeurs potentiels d'APA sont influencés par le montant-même de la subvention obtenue dans le dispositif d'aide. Cette évaluation permet d'anticiper les effets d'une décision de politique publique qui chercherait, par l'introduction du gage patrimonial ou d'une augmentation du ticket modérateur, à réduire la « générosité » du dispositif au niveau de la famille toute entière. Pour ce faire, nous proposons d'exploiter les réactions d'ores et déjà observables des populations à différents degrés de générosité du dispositif d'APA existants au sein du territoire français. On observe en effet une certaine hétérogénéité entre les départements (qui gèrent l'APA), que ce soit au niveau des modalités d'attribution, du nombre de bénéficiaires ou des montants et prestations alloués (Bailleau & Trespeux, 2009; Cour des Comptes, 2009; Fouquet, Laroque, & Puydebois, 2009; Jeger, 2005). Ces écarts peuvent être expliqués par la structure sociodémographique des départements (part de la population rurale, part des personnes âgées ayant de faibles ressources, etc.), par l'état des infrastructures médicosociales départementales disponibles pour les personnes âgées (offre de services et d'hébergement, aide sociale, etc.) (Jeger, 2005), mais aussi, sans doute, par un certain arbitraire « politique » correspondant à un choix assumé des Conseils Généraux. Nous cherchons donc à documenter une réponse des ménages aux règles d'indemnisation pratiquées par les départements lors de l'attribution de l'APA, au travers d'un « effet-prix ». La mise en évidence d'un tel effet dans le comportement de recours à l'APA donnerait une première estimation de la réaction comportementale, obtenue en population générale, dans le cas d'une modification de la législation.

Plusieurs travaux ont porté sur les bénéficiaires de l'APA (Mette, 2004; Petite & Weber, 2006; Weber, 2005). Plus rares sont ceux qui se sont intéressés à la décision de recourir ou non à l'APA. On peut cependant citer : Daune-Richard, Jonsson, Odena, Ring, & Petrella, 2008; Gisserot & Grass, 2007; ODENORE, 2005. Dans ces travaux, plusieurs facteurs ont été avancés pour expliquer le non recours à l'allocation : les personnes âgées n'ont pas connaissance du dispositif et/ou les démarches sont trop compliquées ; elles peuvent vivre le recours à une prestation sociale comme la reconnaissance de l'entrée dans la dépendance et une situation d'assistance qu'elles refusent ; elles ont des ressources suffisantes pour gérer seules la situation et/ou trop élevées pour que l'APA soit une ressource supplémentaire intéressante ; elles sont déjà aidées et hésitent à changer d'aidants suite à la mise en place d'un plan d'aide ; elles refusent toutes formes d'intrusion dans leurs dossiers administratifs, voire dans leur vie. Mais, outre ces facteurs « psychologiques », on peut aussi s'interroger sur l'impact que les conditions de prise en charge elles-mêmes peuvent introduire sur le comportement des demandeurs d'APA. Le montant de la subvention publique en détermine vraisemblablement le recours, dans un processus d'arbitrage entre les coûts associés à la demande d'allocation (ceux cités) et les gains à en attendre.

Encadré : débats et enjeux sur le « 5ème risque »

Quel est aujourd'hui le coût de la prise en charge de la dépendance des personnes âgées ? Comment va-t-il évoluer dans les prochaines années ? Qui doit le supporter ? Comment doivent s'articuler les dispositifs public et privé ? Telles sont quelques-unes des questions actuellement débattues en France autour de ce qui est communément appelé le « cinquième risque » (Henrard, 2007; Moreau, 2008; Vasselle, 2008). Ce cinquième risque, chargé de couvrir le risque de dépendance ou de perte d'autonomie, viendrait s'ajouter aux quatre branches de la protection sociale, qui couvrent la maladie, la famille, les accidents du travail et les retraites.

En effet, outre les enjeux démographiques liés au vieillissement de la population (Robert-Bobée, 2008), les enjeux sociaux et économiques sont tels que la question de la prise en charge de la dépendance fait l'objet de nombreuses discussions et propositions, notamment quant au partage entre assurance privée (Assous & Mahieu, 2002; Bagur, 2003; Dufour-Kippelen, 2008), solidarités familiales et solidarité nationale (Cour des Comptes, 2005; Genier, 1996; Gisserot & Grass, 2007).

A l'heure actuelle, les discussions semblent s'orienter vers un financement mixte reposant sur deux piliers : un système basé sur la solidarité nationale et un système de type assurantiel, individuel ou collectif, ouvert aux mutuelles, aux institutions de prévoyance et aux sociétés d'assurance. Cela nécessiterait de trouver des définitions et des processus d'évaluation et de reconnaissance du risque qui aient valeur universelle.

Le financement public serait destiné en priorité aux personnes aux revenus les plus modestes ou ayant les besoins les plus importants. Le principe d'un "gage patrimonial" est également envisagé. Les bénéficiaires auraient le choix entre une prise en charge à taux plein mais un "gage patrimonial" et une prise en charge plus légère mais un patrimoine préservé.

L'assurance privée pourrait être encouragée par des incitations fiscales pour les personnes solvables et moyennement dépendantes. En 2008, on comptait environ trois millions de personnes couvertes par une assurance dépendance (Dufour-Kippelen, 2008). Les cotisations varient en fonction du degré de couverture -n'assurer que la dépendance lourde coûte en moyenne 323 euros par an ; prendre également en compte la dépendance légère fait passer la cotisation moyenne à 440 euros-, en fonction de l'âge de l'assuré à la souscription, et surtout du montant de rente garanti (de 300 à 2.000 euros par mois en moyenne) (source : Les Echos du 14 décembre 2009 - FFSA).

2. Données & Variables

2.1. Données

Cette étude utilise deux sources de données : la première permet de disposer d'informations sur les personnes âgées et leur comportement de demande d'APA, la seconde permet de mesurer les disparités entre départements.

2.1.1. L'enquête Handicap Santé Ménages (HSM)

L'enquête Handicap-Santé Ménages (HSM), menée en 2008 par l'Insee, est une enquête nationale qui s'intéresse à la santé et aux difficultés que rencontrent les personnes dans leur vie quotidienne (Bouvier, 2009). Elle a été précédée en 2007 d'une enquête de filtrage, l'enquête Vie quotidienne et Santé (VQS), à laquelle près de 270 000 personnes ont répondu (Midy, 2009). Quatre groupes de niveaux de sévérité présumée des situations de handicap ont alors été construits. Puis, le tirage de l'échantillon de l'enquête HSM a été fait de façon à surreprésenter les personnes dont la situation de handicap est présumée sévère. Environ 29,900 individus de tous âges ont alors été interrogés sur leur état de santé (maladies, déficiences, limitations fonctionnelles, restrictions d'activités, besoins d'aide), leur environnement socio-familial (composition du ménage, caractéristiques des parents, des frères et sœurs, des enfants, des aidants formels et informels) et leurs ressources socioéconomiques (scolarité, emploi, revenus, allocations). Les données disponibles concernent la population à domicile seulement, nous sommes donc contraints de délimiter l'étude au comportement de demande d'APA de cette même population, ce qui est peu restrictif, étant donné que le maintien à domicile précède le placement en institution.

2.1.2. L'enquête Trimestrielle APA de la DREES

La DREES (Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques) recueille chaque trimestre, auprès des Conseils Généraux, des informations concernant l'APA (Debout & Lo, 2009) : nombre total de bénéficiaires (à domicile et en établissement), ventilation par groupes GIR (cf. Annexe), montant de l'APA à domicile et en établissement, montant à la charge du Conseil Général et des bénéficiaires. Trois vagues ont été utilisées dans cette étude : celles du 30 juin 2009, du 31 mars 2009 et du 30 juin 2008.

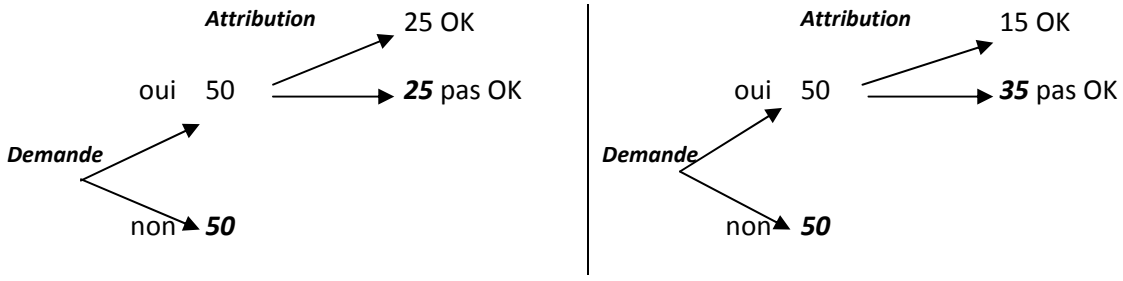
2.2. Variables

2.2.1. Variable dépendante : la Demande d'APA

Les analyses portent sur le comportement de demande d'APA, que nous identifions à celui d'avoir déposé un dossier de demande au conseil général. Parmi les personnes qui ont fait une demande, certaines bénéficient de l'APA, d'autres se la sont vue refuser et enfin des troisièmes sont toujours en attente de réponse. Nous choisissons d'exclure les personnes de la première catégorie pour les raisons suivantes

- Les personnes qui ont l'APA dans l'enquête HSM constituent un stock : leur demande peut être ancienne et correspondre à des conditions d'octroi de la part des départements qui ont pu changer au cours du temps (par exemple en raison de la diminution de l'aisance financière des départements). Dans notre étude, la plus ancienne donnée de générosité pour les départements remonte à l'année 2008 qui est bien celle de l'année de collecte de l'enquête HSM. Ainsi en excluant les « déjà » bénéficiaires de l'APA, on espère faire mieux correspondre la temporalité de la demande et des données de prix. [2]
- L'intégration du stock de bénéficiaires de l'APA parmi les demandeurs rend quasiment tautologique le fait que les conditions d'attribution de l'APA par le conseil général influencent la demande (si notre variable de demande intégrait justement les « déjà » bénéficiaires). Nous expliquerions alors un phénomène, la « demande », qui serait, par construction, dépendant des décisions discrétionnaires des départements.

Maintenant, on peut se demander si cette sélection est porteuse d'un biais pour nos résultats. L'exemple suivant permet de dire que cette procédure biaise nos résultats dans le sens d'une sous-estimation de l'effet prix.



Le schéma ci-dessus compare deux départements où la proportion d'individus qui demandent l'APA est la même (50% des individus), mais où l'octroi est plus généreux dans le département A (25/50) que dans le département B (15/50). Puisque la demande est la même par construction, cet exemple traduit une insensibilité de celle-ci à la générosité du département. Notre sélection

[2] Bien sûr, cet argument pourrait aussi valoir pour ceux qui n'ont pas l'APA (seconde catégorie plus haut) mais il aurait été idéal de se concentrer sur la troisième catégorie (ceux en attente). Mais HSM ne nous permet pas d'isoler cette catégorie. De même, l'absence de données rétrospectives sur les individus a rendu impossible l'estimation d'une équation de sélection de première étape sur les « déjà » bénéficiaires, faute de variable identifiant les conditions passées des bénéficiaires.

d'échantillon nous amène à ne pas comptabiliser les dossiers « OK » et à comparer les chiffres (en gras-italique) hors le stock de bénéficiaires. Quand les données sont utilisées selon notre procédure, on constate que, mécaniquement, la probabilité de demander est plus faible dans le département le plus généreux en inclusion (***25/75*** contre ***35/85***), ce qui conduirait dans le cas d'espèce à la conclusion d'un effet prix négatif. Notre choix méthodologique constitue, dès lors, plutôt un handicap pour ce que nous voulons démontrer. Cet exemple nous permet d'être relativement confiants quant à la robustesse de nos résultats quant à l'effet-prix.

Dans la structure du questionnaire de l'enquête HSM nous nous sommes servis des deux questions suivantes. Une première question était posée : « Percevez-vous personnellement (ou votre famille perçoit-elle pour vous) l'allocation personnalisée autonomie (APA) versée par le Conseil Général ? ». Si l'individu répondait par la négative, une seconde question lui était alors posée : « Avez-vous déjà fait (ou a-t-on fait pour vous) une demande pour bénéficier de l'APA ? ». La variable dépendante de cette étude est donc construite à partir des réponses à cette dernière question

2.2.2. Variables explicatives individuelles

Les analyses des comportements qui sont à l'œuvre dans le recours aux aides publiques indiquent que plusieurs facteurs peuvent jouer un rôle dans une décision de recours : l'état de santé, la possibilité de recourir à des aidants, le montant des ressources du ménage, le montant du patrimoine. Les données de l'enquête HSM fournissent la plupart de ces informations, qui sont donc introduites comme variables explicatives de la demande d'APA :

- Caractéristiques individuelles (âge, sexe)
- Ressources matérielles (revenu du ménage, niveau d'éducation)
- Environnement socio-familial (vie en couple, enfants)
- Degré de dépendance mesuré par l'équivalent AGGIR proposé par l'enquête HSM.
- Etat de santé perçu (mauvais/très mauvais, moyen, bon/très bon)
- Recours à un « répondant proxy ». On définit par cette expression le fait qu'une tierce personne réponde à la place de l'individu sondé pour tout ou partie du questionnaire. Cette variable est classiquement introduite dans les enquêtes handicap-dépendance, et purge le résidu des biais de déclaration. De plus, cette variable est évidemment un indicateur supplémentaire d'état de santé.

2.2.3. Variables explicatives départementales

On veut capter une variabilité interdépartementale dans les modalités de prise en charge et d'attribution de l'APA. Les variations de taux de prise en charge (Argoud, 2007 ; Jeger, 2005) peuvent être appréhendés de deux manières distinctes : un « effet d'inclusion » - attribution de l'APA - et un « effet prix » - ampleur monétaire du plan d'aide -, la seconde étant à notre avis à privilégier pour ce qui nous occupe (la sensibilité de la demande à la plus ou moins grande « générosité » du dispositif).

L'enquête trimestrielle APA de la DREES permet la création de deux variables définies au niveau agrégé (on ne dispose que des montants financiers traités par les Conseils Généraux, pas de leur ventilation par individu). Il a été décidé de retenir par défaut pour ces variables leurs valeurs renseignées dans la vague du 30 juin 2008 de l'enquête trimestrielle APA : cela permet un décalage temporel moindre avec l'enquête HSM. Cependant, certains départements peuvent ne pas avoir renseigné une de ces variables, que ce soit ponctuellement (à une vague) ou à toutes les vagues à notre disposition ; la valeur recueillie à la date la plus proche sera alors retenue dans le cadre de notre étude.

La première variable, le *taux moyen de prise en charge* par le conseil général j du plan d'aide octroyée, capture en partie « l'effet prix » dans le comportement de demande d'APA de l'individu i. Cet indice départemental p_j est défini de la manière suivante :

$$p_j = \frac{(\text{montant des subventions par tête})_j}{(\text{montant des plans d'aide consommés par tête})_j} = \frac{S_j}{M_j}$$

Bien entendu, le cadre législatif détermine pour une part les montants versés au titre de l'APA : le degré de GIR détermine le montant du plan d'aide et, normalement, le taux de prise en charge dépend d'un barème lié aux revenus du ménage. Néanmoins, on peut penser qu'une part de variabilité du montant d'APA est «discrétionnaire», soit qu'elle relève de procédures spécifiques de traitement des dossiers de demande – les services d'évaluation médicosociale sont différemment structurés d'un département à l'autre et prennent en compte des informations variables –, soit que tout simplement les décideurs des Conseils Généraux, en raison de leurs priorités et ressources, décident « politiquement » de passer des mots d'ordre de bienveillance - ou de sévérité - dans la décision de prise en charge.

« *L'effet d'inclusion* » est approximé par la part des 60 ans et plus bénéficiant de l'APA dans chaque département :

$$q_j = (\text{nombre de bénéficiaires de l'APA})_j / (\text{nombre de 60 ans et plus}[3])_j$$

q_j est une *proxy* très indirecte du besoin d'aide de la population. Il ne peut pas être pensé comme une valeur nette de l'effet de générosité à l'inclusion : q_j dépend de l'état de santé et du besoin d'aide des personnes âgées dans le département et sera ainsi ajusté par les variables départementales d'état de santé suivantes : taux de mortalité brut et espérance de vie à 60 ans des femmes[4]. Ces deux variables ont pour but de capter les disparités départementales d'état de santé. Elles sont par ailleurs peu corrélées (14%). L'espérance de vie à 60 ans des hommes, très corrélée à celle des femmes avait d'autre part un pouvoir explicatif sur q_j moindre.

Autrement dit, nous prenons comme indicateur de « générosité à l'inclusion », le résidu – la part non expliquée – de q_j, à savoir, une mesure de la variabilité à l'inclusion nette de ces deux déterminants de l'état de santé pour les départements.

[3] Source : Insee 2007.
[4] Source : Insee 2006.

3. Méthodes

Une modélisation logistique simple sera utilisée dans un premier temps pour examiner les facteurs individuels à l'œuvre dans le comportement de demande d'APA. Des modèles en sous-population - hommes & femmes ; personnes isolées ou entourées - seront également présentés afin d'examiner si les contraintes s'appliquant à la décision de demander l'APA sont similaires. Nous tenterons ensuite d'étudier l'impact des effets « prix » et « inclusion » sur le recours à l'APA des individus en tenant compte de la structure hiérarchique des données par une modélisation logistique multi-niveau (voir encadré) Une étape préalable consiste à normer les taux de subventions et les pourcentages de bénéficiaires des départements par moindres carrés ordinaires.

Encadré : le modèle logistique multi-niveaux

Comme beaucoup d'autres enquêtes, l'enquête HSM présente une structure hiérarchique : chaque individu réside dans un département. Il semble dès lors raisonnable de penser que le taux de recours à l'APA diffère aléatoirement d'un département à l'autre, voire même que ces disparités soient influencées par certaines caractéristiques des départements. Les modèles hiérarchiques offrent la possibilité de représenter formellement chaque niveau présent dans une base de données par son propre sous-modèle. Le modèle à deux niveaux consiste en deux sous-modèles situés au niveau individuel (niveau 1) et au niveau départemental (niveau 2).

Formellement, $i = 1, \dots, n_j$ individus sont regroupés en $j = 1, \dots, J$ départements. Le modèle multi-niveaux à constante aléatoire est défini de la matière suivante :

- Niveau 1: $Logit(y_{ij}) = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{kj} \cdot x_{ijk} + r_{ij}$ avec
- Niveau 2: $\begin{cases} \beta_{0j} = \gamma_{00} + \sum_{q=1}^{Q} \gamma_{0q} \cdot w_{qj} + u_{0j} \\ \beta_{1j} = \gamma_{10} \\ \dots \\ \beta_{kj} = \gamma_{k0} \end{cases}$,

où

- y_{ij} est la demande d'APA de l'individu i du département j (variable dépendante de niveau 1) ;
- les β_{kj} sont les K coefficients associés aux K variables de niveau 1 (x_k). Ces paramètres sont supposés fixes entre départements ($\beta_{kj} = \gamma_{k0};\ \forall k \in \{1, \dots, K\}$) - ;
- r_{ij} est le résidu de niveau 1, suivant une distribution logistique centrée de variance $\pi^2/3$.
- Les taux de demande départementaux (β_{0j}) sont modélisés en niveau 2 par la grande moyenne γ_{00}, Q variables de niveau 2 (w_{qj}) pour lesquelles les coefficients γ_{0q} sont estimés. Cette régression fournit un résidu de niveau 2 : $u_{0j} \rightarrow \mathrm{N}(0; \sigma_u^2)$.

Le modèle *unit-specific* avec variance robuste à la hiérarchie des données est retenu (voir Goldstein et al. 2010)

4. Résultats

4.1. Obtention d'effets départementaux nets

4.1.1. Processus de sélection des données

La part d'APA subventionnée par le Conseil Général était renseignée en juin 2008 par 64 des 94 départements de France Métropolitaine (hors Corse). 7 valeurs (respectivement 2) ont pu être imputées en recueillant les valeurs de mars 2009 (resp. juin 2009). La Mayenne (une seule valeur renseignée en juin 2008) présente une valeur aberrante du taux de subvention et a ainsi été retirée de l'échantillon. 72 départements peuvent ainsi être inclus pour étudier l'impact de l'effet prix sur le comportement de demande d'APA.

La proportion de bénéficiaires présentait 12 valeurs manquantes en juin 2008. L'inclusion des valeurs des vagues suivantes ont permis l'ajout de 9 départements, portant à 91 le nombre de départements dans l'analyse.

Les conseils généraux non répondants ont été regroupés à part entière pour chacune de ces questions dans un groupe de départements à valeurs manquantes.

4.1.2. Statistiques descriptives

La liste de départements inclus, ainsi que les indices étudiés comme prédicteurs de la demande d'APA, figurent en annexe 7.4. On y lit que les Conseils Généraux financent en moyenne 82.5% du montant total moyen d'APA octroyée. L'hétérogénéité départementale n'est pas négligeable (écart type de 4.8%). Les cinq Conseils Généraux offrant les taux de subvention les plus bas sont les Hauts-de-Seine, le Loir-et-Cher, les Yvelines, Paris et les Pyrénées-Atlantiques. A contrario, la Creuse, le Finistère, le Gers, la Lozère et l'Aveyron couvrent plus largement les montants d'APA. On note une corrélation positive entre la proportion de bénéficiaires de l'APA et le taux moyen de prise en charge par le Conseil Général (Figure 1).

4.9% des personnes âgées de 60 ans et plus bénéficient de l'APA en France Métropolitaine. Ce taux de prise en charge est fortement variable d'un département à l'autre (écart type de 1.5%): moins de 2.7% de bénéficiaires en Vendée, Yvelines, Oise, Seine-et-Marne et Maine-et-Loire, contre plus de 7.9% dans l'Hérault, le Gers, l'Ariège, le Tarn-et-Garonne et le Pas-de-Calais. Les disparités départementales de la variable sont très corrélées aux données épidémiologiques (de mortalité). En analyse univariée, les deux indicateurs à notre disposition vont dans le même sens (Figures 2 et 3) : plus l'état de santé de la population est dégradé, plus le recours à l'allocation est élevé.

4.1.3. Obtention des effets nets par régression

Le tableau 1 donne l'effet de la régression par moindres carrés ordinaires de la générosité prix (p_j) sur les proportions de bénéficiaires classés en GIR 2, 3 et 4[5]. Le taux de subvention ne semble pas dépendre de la sévérité de la dépendance des bénéficiaires. En revanche, le dénominateur de (p_j), le plan d'aide consommé par tête, est déterminé en partie (R^2=31%) par les proportions de GIR : plus un département compte d'individus de GIR élevé, moins le montant moyen d'aide octroyée sera important. On retrouve ici des éléments de la législation : le degré de dépendance (GIR) détermine le plan d'aide (M) et pas le taux de prise en charge (S/M). Le taux de subvention du Conseil Général sera par la suite considéré de manière brute pour appréhender l'effet prix.

Le tableau 2 récapitule les caractéristiques du modèle de régression par moindres carrés ordinaires réalisé sur la proportion de bénéficiaires de l'APA (q_j), notre indicateur de générosité à l'inclusion. Le taux de mortalité brut et l'espérance de vie des femmes sont hautement significatifs. 24% des variations départementales de taux de prise en charge sont expliqués par les besoin de sa population – les femmes ayant plus recours aux dispositifs d'aide que les hommes, voir ci-après. Le reliquat peut être appréhendé comme des différences d'ordre politique, la générosité à l'inclusion.

Les résidus du modèle ont été sauvegardés et serviront de variable explicative de niveau 2.

4.2. Modèle Individuel

4.2.1. Processus de sélection des données

L'échantillon a été réduit aux individus résidant en France Métropolitaine en âge de demander l'APA, les 60 ans et plus (8 841 individus). Nous limiterons l'analyse aux individus ayant répondu à la question « Avez-vous déjà fait (ou a-t-on fait pour vous) une demande pour bénéficier de l'APA ? » ; les 620 individus bénéficiant déjà de l'APA ainsi que ceux (108) ne bénéficiant pas de l'APA mais ne sachant pas s'ils avaient déposé un dossier de demande n'ont pas été retenus.

836 individus n'avaient pas renseigné leur revenu. Afin de conserver ces observations, une catégorie « manquant » a été ajoutée à la variable de revenu en classe précédemment définie. L'échantillon d'étude est de taille N=8 113, dont 58,4% de femmes.

[5] La proportion de GIR 1 a été retirée du modèle et agit en tant que contrainte des autres paramètres. Ces informations étaient indisponibles pour un des 72 départements étudiés.

4.2.2. Statistiques Descriptives

Le tableau 3 décrit les individus selon deux stratifications : leur genre et leur comportement de demande d'APA.

En comparaison des femmes de l'échantillon, les hommes ont un niveau de richesse plus élevé au regard des différents indicateurs choisis : leur position sur l'échelle des revenus est plus élevée et ils sont plus nombreux à avoir fait des études. Leur isolement social est par ailleurs moindre : les hommes sont proportionnellement plus nombreux à vivre en couple. Bien que les femmes soient plus âgées que les hommes, leur état de santé et de dépendance sont similaires.

Les femmes ont plus tendance à demander l'APA que les hommes, mais ceci n'est que peu surprenant au regard de la description faite précédemment. En comparaison des individus ne demandant pas l'APA, ceux recourant à l'aide sont plus âgés, moins bien classés sur l'échelle des revenus, moins éduqués, et sont bien moins susceptibles de vivre en couple. Ils sont aussi plus sévèrement dépendants – « équivalent AGGIR » plus faible.

4.2.3. Analyse Multivariée

Les résultats du modèle individuel sont présentés dans le tableau 4 (colonne 3). Des sous-modèles sur plusieurs groupes de populations (hommes et femmes - colonnes 4 & 5 ; individus seuls et en couple -colonnes 6 & 7) ont également été estimés afin de tester la robustesse des résultats. Les trois modèles considérés sont de qualité raisonnable au regard des indicateurs standards. Les femmes ont plus tendance à demander l'APA que les hommes. Celles qui vivent en couple sont moins enclines à effectuer une demande ; l'effet de la vie en couple étant encore plus important (odds-ratio inférieur de 30%) parmi les hommes. La probabilité de demande est plus élevée chez les individus ne résidant pas avec leur conjoint, quel que soit le sexe de l'individu. En revanche, parmi les répondants vivant en couple, les femmes sont plus attirées par le dispositif. Les hommes en situation de dépendance semblent donc substituer davantage l'aide apportée par leur conjoint à l'aide subventionnée par l'Etat. Il est ainsi possible de penser qu'une femme a plus tendance à fournir de l'aide à son conjoint que l'inverse. Les régressions stratifiées font apparaître d'autres éléments intéressants, assez conformes à l'intuition ; ce qui –selon nous- confirme la pertinence d'une approche qui considère la décision de recours à l'APA comme un choix cohérent. Parmi les femmes, les mères d'un ou plusieurs fils ne résidant pas dans leur foyer sont légèrement plus disposées à demander l'APA que les femmes sans fils : ce qui tendrait à montrer que les fils facilitent et préfèrent le recours à l'aide formelle. Au sein des individus ne vivant pas avec leur conjoint, ceux demeurant avec au moins une de leur fille sont plus réfractaires à solliciter l'aide que ceux n'ayant pas de filles. Tous les individus de l'échantillon sont en revanche affectés de manière similaire par l'âge (incidence positive, gradient), le degré de dépendance (demande décroissante du classement GIR) et l'état de santé (impact négatif en gradient de la bonne santé et impact positif du recours à un *répondant proxy*).

Le revenu a un effet globalement négatif sur la demande d'APA : en population totale, les odds-ratios associés aux modalités « 3,000€ et plus » et « non déclaré » du revenu sont significativement

inférieurs à 1 en comparaison de ceux ayant un revenu inférieur à 1,500€. Il est cependant notable que l'effet revenu est plus fort chez les femmes et les individus ne vivant pas en couple (les 3 coefficients sont significatifs) que chez les hommes et les couples (seul le fait de gagner plus de 3,000€ par mois diminue la demande d'APA).

Par ailleurs, un modèle à effets fixes a été estimé en considérant les départements avec des « dummies » (retenues par sélection ascendante hiérarchique). Il apparait que les individus résidant dans un ensemble de 22 départements[6] sont plus enclins à déposer un dossier de demande d'APA, toutes caractéristiques individuelles égales par ailleurs. Bien que cela soit en partie trivial (l'enquête HSM présentait des départements à taux de recours nuls[7]), un premier « témoignage » de la disparité départementale est mis en évidence de cette manière pour le comportement analysé : la constante du modèle diffère de manière significative d'un département à l'autre.

Nous constatons aussi, dans un second modèle, qu'une part seulement de ces spécificités départementales restent significatives lorsque le modèle est ré-estimé en incorporant la caractéristique départementale qui nous intéresse[8] : à savoir, les quartiles de la variable $p_j=S_j/M_j$. L'hétérogénéité géographique des comportements de demande d'APA peut donc bien être associée à la « générosité prix » du Conseil Général d'appartenance des individus de l'enquête, ceci lorsqu'on incorpore la « générosité prix » départementale en la traitant comme si elle était une simple caractéristique individuelle. Afin de mieux appréhender ces phénomènes, nous proposons d'opter par la suite pour des méthodes plus appropriées à la modélisation en présence de données hiérarchiques, les modèles multi-niveaux. Cette technologie permet de mieux traiter l'introduction d'observations corrélées (les niveaux de générosité mesurés ne sont pas indépendants d'un individu à l'autre pris dans un même département) dans un modèle comportant simultanément des caractéristiques individuelles et des données agrégées.

[6] Les départements – de la plus forte à la moins forte association - sont les suivants : 32, 62, 92, 81, 59, 80, 34, 93, 65, 23, 06, 87, 71, 09, 15, 85, 29, 52, 45, 83, 42, 95.
[7] Il s'agit du 05, 07, 08, 11, 12, 25, 46, 55, 73, 74, 82, 89, 90.
[8] 14 départements (32, 92,29, 59, 80, 93, 06, 87, 71, 85, 52, 81, 42, 95) conjointement au 4ème quartile de S/M.

4.3. Modèles Multi-niveaux

4.3.1. Statistiques Descriptives & Décomposition de la Variance

Les variables de générosité « prix » et « inclusion » ont été catégorisées en quartiles afin de limiter l'influence d'observations extrêmes, et de rendre les estimations plus lisibles. Puis elles ont été incorporées à la base HSM. Le tableau 5 décrit la distribution de la population d'HSM (des demandeurs d'APA et des non demandeurs) au sein de ces variables catégorielles.

Les variables de générosité en prix, définies soit comme le montant moyen d'APA subventionné S, soit comme le taux de subvention S/M, sont disponibles pour seulement 72 départements ; 25% des individus inclus résident dans les 22 départements restants. On constate dans les statistiques descriptives que plus un département est généreux, plus une part importante de sa population souhaite recourir à l'APA. Ceci aussi bien en termes de prix que d'inclusion : la proportion de demandeurs (respectivement de bénéficiaires) est plus importante au sein des départements à niveau de générosité prix (resp. inclusion) élevé.

Afin de juger de la variation entre départements de la proportion de demandeurs d'APA, un modèle multi-niveaux sans prédicteur individuel et départemental – modèle vide – a été estimé. Le coefficient de corrélation intra-classe[9] est de 5.94% (un test de rapport des vraisemblances (LR) rejette massivement l'hypothèse de nullité de l'ICC ; Chi² de 65.02) : 6% des variations individuelles de demande d'APA sont attribuables à des disparités départementales.

Lorsque la demande d'APA est ajustée uniquement sur les variables de niveau 1, l'ICC baisse à 4.64% (Chi² associé au test LR égal à 28.2) : 22% des disparités interdépartementales de taux de demande sont donc expliquées par des disparités dans la composition spécifique des départements en termes de variables individuelles (effet de structure). Reste encore 78% « d'effet propre département » à expliquer.

4.3.2. Tests de l'effet prix et de l'effet d'inclusion

Le modèle logistique multi-niveau à constante aléatoire a été implémenté avec l'ensemble des covariables du modèle individuel comme variables de niveau 1. La colonne 4 du tableau 6 fournit les résultats du modèle intégrant les quatre variables binaires correspondant à l'effet prix (S/M) comme variables explicatives de niveau 2. Lorsque le premier quartile est considéré comme contrainte identifiante, l es coefficients associés aux 3ème et 4ème quartiles de générosité prix sont significatifs - à

[9] Dans le cas d'un modèle logistique multi-niveaux, l'ICC est défini par $\frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2+\pi^2/3}$.
Autre point : il est possible dans les modèles multi-niveaux de tester aussi des effets « niveau 2 » (département) sur les coefficients de régression liant la dépendante aux variables de niveau 1 : ce sont des modèles à coefficients aléatoires. Nous avons jugé qu'il serait superflu d'opter pour un modèle multi-niveaux à coefficients aléatoires (pentes) dans l'optique de notre analyse.

l'inverse du 2nd quartile. On peut dire donc que les individus résidant dans les 50% de départements les plus généreux sont plus enclins à demander l'APA par rapport aux individus résidant dans les 50% des départements peu généreux. Le niveau de demande d'APA des individus résidant dans un des départements pour lesquels l'indicateur de générosité prix S/M n'a pu être calculé ne diffère pas de celui des individus résidant dans les départements de référence.

Les résultats du modèle incluant les *dummies* d'effet d'inclusion sont fournis par la 5ème colonne du tableau 6. L'odds-ratio correspondant au 4ème quartile de l''effet d'inclusion est significativement supérieur à 1 : les individus résidant dans un département facilitant l'octroi de l'APA sont plus enclins recourir à l'aide.

Lorsque les deux effets sont introduits simultanément dans le modèle multi-niveaux, (Colonne 6, Tableau 6), seuls les coefficients adjoints au 3ème et 4ème quartile de l'effet prix sont significatifs : l'effet prix semble prévaloir sur l'effet d'inclusion, dont les quartiles 2 et 4 frôlent les 10% de seuil de significativité. Il y aurait bien une réponse comportementale des demandeurs d'APA aux conditions de gestions de l'APA par les départements. L'hétérogénéité départementale des taux de prise en charge semble « expliquer » le comportement de demande.

4.3.3. Tests de robustesse

- Test n°1 : L'introduction de S(M) en remplacement de S/M.

On pourrait suspecter que notre corrélation est imputable à une variabilité du dénominateur du ratio : un taux de S/M pourrait être élevé car les M seraient faibles. Pour écarter cette hypothèse, nous pourrions envisager de tester S seule. Mais nous savons que la variable S seule ne fonctionne pas, sans doute parce que S, qui est un co-paiement, doit toujours être mis en rapport avec ce qu'il sert à payer (voir annexe 3). Nous proposons une variable alternative afin d'appréhender « l'effet prix » dans la demande d'APA », $p'_j = S_j - \left[\alpha + \beta \cdot M_j\right]$ où $(\alpha;\beta)$ sont des paramètres à estimer. La nouvelle variable départementale p' est un résidu statistique : c'est la partie de la subvention départementale que les montants moyens des plans d'aide n'expliquent pas. C'est une autre façon de mesurer une « générosité nette » des conseils généraux.

Le tableau 7 fournit les estimations du modèle de régression par MCO de la part du montant moyen total d'APA par le montant d'allocation moyen. Le montant d'APA subventionné par le Conseil Général est croissant du montant d'APA octroyé ; la majeure partie des variations - R^2 de 89% - de la subvention est ainsi capturée dans ce modèle. Puis nous récupérons p' et nous l'introduisons dans la régression multi-niveaux. Les résultats obtenus dans le modèle à constante aléatoire (Tableau 8, colonne 5) confirment une nette sensibilité des individus à p' (coefficients associés aux quartiles 3 et 4 positifs et significatifs), c'est-à-dire au montant (en niveau cette fois) de la subvention départementale, tout en écartant l'interprétation « par le dénominateur ». Cependant S/M nous parait un meilleur indicateur d'une générosité toutes choses égales par ailleurs, puisqu'en divisant par M (moyenne du département), on contrôle par le degré (moyen) de dépendance des populations du département.

- Test n° 2 : Omission des départements à haut revenu

Il s'agit ici de vérifier que notre corrélation n'est pas liée à un comportement spécifique dans les départements riches de la région parisienne, pouvant faire figure de points aberrants dans la distribution du revenu moyen par habitant selon les départements. Dans les départements des Hauts-de-Seine, de Paris et des Yvelines, on constate à la fois : i) un faible taux de prise en charge, ii) des populations « relativement riches » et recourant faiblement à l'APA. De plus, ces départements concentrent une part importante des données HSM.

Une fois les individus résidant dans l'un de ces trois départements retirés de l'échantillon, le modèle multi-niveaux à constante aléatoire a été à nouveau implémenté ; les résultats sont présentés en colonne 6 du tableau 8. Les seuils de significativité associés aux quartiles de générosité prix constatés dans le modèle de base (colonne 4, Tableau 8) restent inchangés : nos résultats semblent ainsi robustes à cet ajustement de l'échantillon.

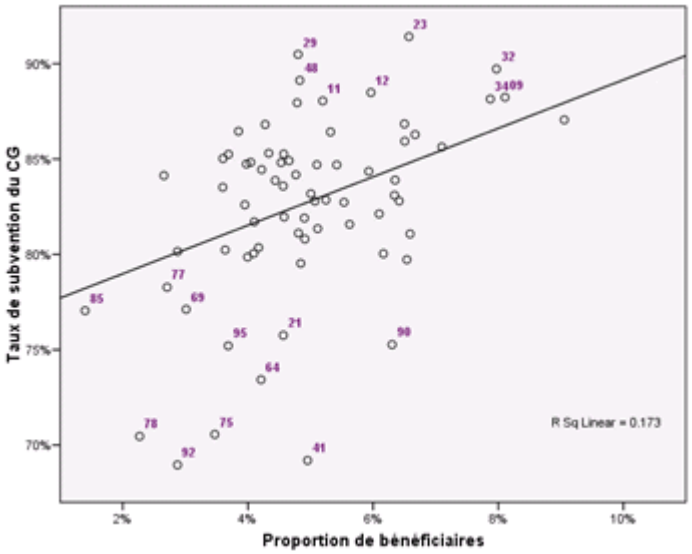
CONCLUSION

Ce travail se veut une première incursion dans le champ de l'économie de la demande d'APA, une subvention publique dont on connait finalement peu les comportements associés, ce qui pourrait se révéler assez préjudiciable dans une configuration où, justement, l'on voudrait faire jouer à ces comportements privés un plus grand rôle dans la couverture du risque-dépendance.

L'hétérogénéité des départements quant au reste à charge et à la générosité à l'inclusion nous permet d'observer une sensibilité de la demande d'APA aux conditions mêmes de l'attribution de la subvention. Ces résultats laissent penser qu'une restriction des conditions d'attribution de l'APA dans le cadre d'une réforme de la dépendance, par exemple une réduction de la prise en charge publique au profit de l'assurance privée ou d'un renvoi sur les aidants familiaux, seront suivis non seulement d'effets financiers (les flux monétaires seront modifiés, par le principe même de la réforme), mais aussi d'effets comportementaux : on peut s'attendre à un moindre recours au dispositif, avec sans doute un ajustement à la baisse sur la façon dont seront aidées les personnes âgées dépendantes. Cette première étude demande évidemment à être confirmée par des études complémentaires.

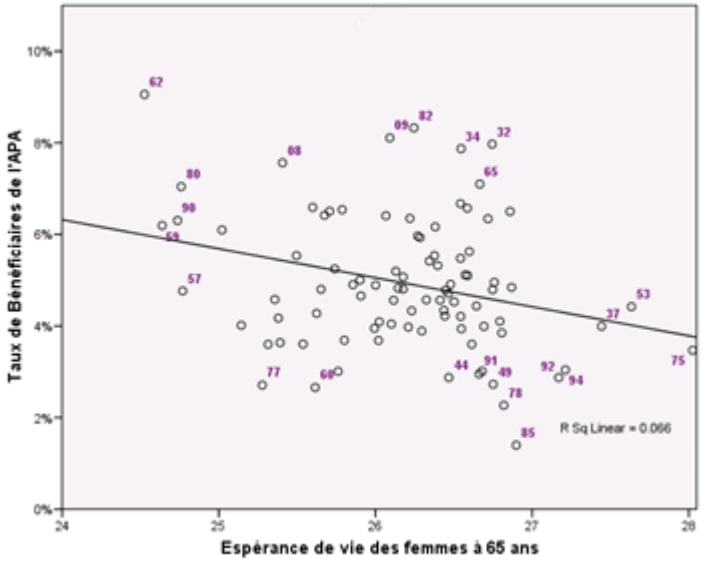
5. Tableaux & Figures

Figure 1 :



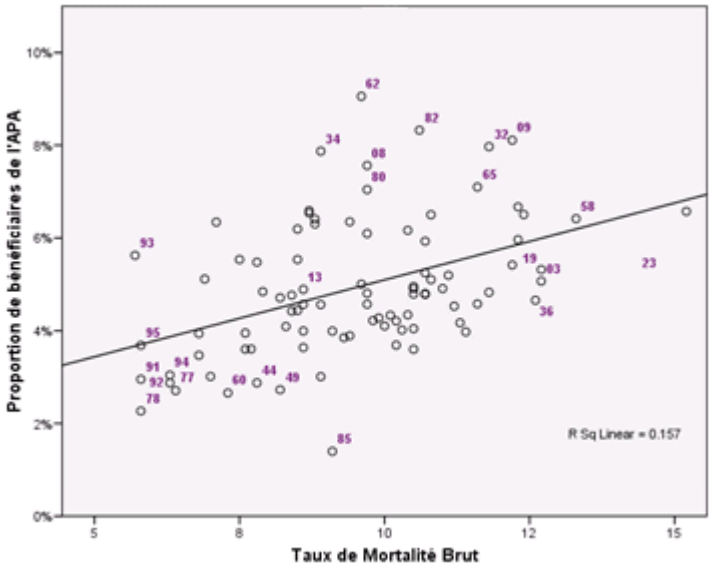
Sources : Enquêtes trimestrielles APA de la DREES

Figure 2 :



Sources : Enquêtes trimestrielles APA de la DREES & Insee 2005

Figure 3 :



Sources : Enquêtes trimestrielles APA de la DREES & Insee 2005

Tableau 1 :

Taux de subvention - Régressions MC0						
	Taux Subvention (S/M)		**Montant Octroyé (M)**		**Montant à la charge du CG (S)**	
Covariable	**Coefficient**	**P-Valeur**	**Coefficient**	**P-Valeur**	**Coefficient**	**P-Valeur**
Part GIR 2	-1.1861	0.154	-3021.8	0.052	-709.1	0.729
Part GIR 3	-0.8045	0.289	-3262.6	0.023	-1132.6	0.555
Part GIR 4	-0.5741	0.417	-3432.8	0.011	-1299.4	0.463
Constante	1.5435	0.034	3709.4	0.007	1525.0	0.395
R^2	0.2910		0.3085		0.1099	
N	71		71		76	

Sources : Enquêtes trimestrielles APA

Tableau 2 :

Proportion de bénéficiaires - Régression MC0				
Variable	**Coefficient**	**P-Valeur**	**IC 95%**	
Taux de mortalité	0.0030	<0.001	0.0016	0.0045
Espérance de vie (F)	-0.0054	0.013	-0.0096	0.0012
Constante	0.1623	0.006	0.0489	0.2758
R^2	0.2406			
N	91			

Sources : Enquêtes trimestrielles APA de la DREES & Insee 2005

Tableau 3 : Statistiques Descriptives des Variables Individuelles

Variable	Modalité	GENRE		DEMANDE APA		TOTAL
		Hommes	Femmes	Non	Oui	
		N=3,374 41.59%	N=4,739 58.41%	N = 7,513 92.60%	N= 600 7.40%	**N = 8,113**
Demande l'APA	Non	0.9458	0.9120			0.9260
	Oui	0.0542	0.0880			0.0740
Sexe	Homme			0.4247	0.3050	0.4159
	Femme			0.5753	0.6950	0.5841
Age	60-69	0.4123	0.3435	0.3897	0.1517	0.3721
	70-79	0.3865	0.3866	0.3863	0.3900	0.3865
	80+	0.2012	0.2699	0.2240	0.4583	0.2413
Revenu	<1500€	0.2949	0.4282	0.3602	0.5300	0.3728
	1500-3000€	0.4259	0.3380	0.3773	0.3400	0.3746
	3000€ +	0.1932	0.1186	0.1575	0.0517	0.1496
	Non déclaré	0.0860	0.1152	0.1050	0.0783	0.1030
Diplôme	Non	0.2715	0.3195	0.2902	0.4167	0.2995
	Oui	0.7285	0.6805	0.7098	0.5833	0.7005
Vit avec Conjoint	Non	0.2164	0.5130	0.3753	0.5683	0.3896
	Oui	0.7836	0.4870	0.6247	0.4317	0.6104
Fils	Pas de Fils	0.3382	0.3121	0.3236	0.3150	0.3229
	Un et plus	0.5836	0.6117	0.6004	0.5950	0.6000
	1+ Cohabitant	0.0782	0.0762	0.0760	0.0900	0.0770
Filles	Pas de Filles	0.3245	0.3167	0.3193	0.3283	0.3200
	Une et plus	0.6126	0.6295	0.6240	0.6033	0.6225
	1+ Cohabitant	0.0628	0.0538	0.0567	0.0683	0.0576
Santé Perçue	Mauvaise	0.3447	0.3678	0.3325	0.6800	0.3582
	Moyenne	0.3580	0.3849	0.3828	0.2600	0.3737
	Bonne	0.2973	0.2473	0.2847	0.0600	0.2681
Recours Proxy	Oui	0.1648	0.1357	0.1272	0.4050	0.1478
GIR	Valeur	5.6173	5.5898	5.7035	4.3200	5.6013

Sources : Enquête Handicap Santé Ménages 2008

Note de Lecture : 5.4% des Hommes demandent l'APA contre 8.8% pour les femmes. 69.5% des demandeurs sont des Femmes.

Tableau 4 : Modélisation de la demande d'APA – Niveau individuel

			GENRE		*VIT EN COUPLE*	
		TOTAL	**HOMMES**	**FEMMES**	**NON**	**OUI**
Variable	**Modalité**	**Odd-Ratio / Significativité / |T Valeur|**				
Sexe	Femme	1.321 ** (2.54)			1.08 ns (0.44)	1.48 *** (2.69)
Age	60-69	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***
	70-79	1.895 *** (4.74)	1.83 ** (2.54)	1.93 *** (3.98)	2.58 *** (4.48)	1.54 ** (2.36)
	80+	2.375 *** (6.21)	2.83 *** (4.27)	2.29 *** (4.84)	3.03 *** (5.26)	2.11 *** (3.74)
Revenu	<1500€	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***
	1500-3000€	0.844 ns (1.48)	1.21 ns (0.96)	0.72 ** (2.31)	0.66 ** (2.47)	1.07 ns (0.42)
	3000€+	0.359 *** (4.72)	0.54 * (1.79)	0.3 *** (4.18)	0.48 ** (2.19)	0.35 *** (3.52)
	Manquant	0.532 *** (3.45)	0.9 ns (0.31)	0.44 *** (3.75)	0.44 *** (3.36)	0.75 ns (1.02)
Diplôme	Oui	1.037 ns (0.36)	0.74 ns (1.64)	1.17 ns (1.27)	1.24 ns (1.58)	0.82 ns (1.24)
Couple	Oui	0.546 *** (5.42)	0.37 *** (4.82)	0.63 *** (3.42)		
Fils	Aucun	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***
	Au moins un	1.178 ns (1.55)	1.01 ns (0.04)	1.27 * (1.88)	1.18 ns (1.19)	1.22 ns (1.21)
	1+ Cohabitant	1.189 ns (0.91)	1.09 ns (0.24)	1.32 ns (1.22)	1.38 ns (1.31)	0.96 ns (0.13)
Filles	Aucune	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***
	Au moins une	0.904 ns (0.97)	1.01 ns (0.04)	0.9 ns (0.84)	0.87 ns (1.03)	0.95 ns (0.3)
	1+ Cohabitante	0.596 ** (2.36)	0.58 ns (1.35)	0.67 ns (1.49)	0.48 ** (2.53)	0.88 ns (0.39)
GIR	Aucune	0.534 *** (16.56)	0.52 *** (10.06)	0.54 *** (13.06)	0.55 *** (10.78)	0.51 *** (12.56)
Santé Perçue	Mauvais	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***	***Ref***
	Moyen	0.528 *** (5.86)	0.48 *** (3.59)	0.55 *** (4.59)	0.61 *** (3.51)	0.42 *** (4.81)
	Bon	0.251 *** (7.44)	0.22 *** (4.35)	0.27 *** (6)	0.3 *** (5.24)	0.18 *** (5.2)
Proxy	Oui	1.568 *** (3.64)	1.91 *** (3.06)	1.42 ** (2.28)	1.84 *** (3.5)	1.38 * (1.8)
Statistiques du Modèle	N	8113	3374	4739	3161	4952
	Pseudo R^2	23.26%	28.04%	20.65%	18.52%	26.37%
	% Correct	92.56%	94.75%	91.20%	89.37%	94.81%
	Sensibilité	14.00%	19.67%	13.67%	14.96%	15.44%
	Spécificité	98.83%	99.06%	98.68%	98.37%	99.19%
	Faux +	51.16%	45.45%	50.00%	1.63%	48.72%
	Faux -	6.50%	4.44%	7.78%	85.04%	4.49%
	ROC	85.08%	87.95%	82.96%	80.53%	87.47%

Sources : Enquête Handicap Santé Ménages 2008
Note de Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, un individu vivant en couple a 0.8 fois moins de chances qu'une personne seule de demander l'APA.

Note : L'Odd-Ratio peut être interprété comme un Risque Relatif : l'évènement modélisé est rare.

*Les niveaux de significativité sont *** : <1% ; ** : <5%, * : <10%, NS : ≥10%*

Tableau 5 : Statistiques Descriptives des Variables Départementales

Variable	Modalité	TOTAL	DEMANDE APA		
			Non	Oui	χ^2 de Pearson
		N = 8,113	N = 7,513	N= 600	
			92.60%	7.40%	
Générosité Prix (S/M)	1er Quartile	2,534 (31%)	0.9546	0.0454	65.39
	2nd Quartile	992 (12%)	0.9294	0.0706	
	3e Quartile	898 (11%)	0.9254	0.0746	
	4e Quartile	1,663 (21%)	0.8888	0.1112	
	Manquant	2,026 (25%)	0.9195	0.0805	
Générosité Inclusion	1er Quartile	1,855 (23%)	0.9456	0.0544	61.76
	2nd Quartile	1,859 (23%)	0.9527	0.0473	
	3e Quartile	1,956 (24%)	0.9156	0.0844	
	4e Quartile	2,320 (29%)	0.8970	0.1030	
	Manquant	123 (2%)	0.9431	0.0569	

Sources : Enquête Handicap Santé Ménages 2008

Note de Lecture : 2,534 individus (31.2%) résident dans des départements peu généreux « en prix ». Ils sont 4.54% à demander l'APA contre 11.12% des 1,663 individus résidant dans les départements les plus généreux « en prix ».

Tableau 6 : Modélisation de la demande d'APA – Modèle Multi-niveaux

			POPULATION TOTALE		
			Effet Prix(S/M)	***Effet Inclusion***	***E.P. (S/M) & E.I.***
	Variable	**Modalité**	**Odd-Ratio / Significativité / |T Valeur|**		
Niveau 2	***Constante Aléatoire***	Constante	1.504 ns (1.3)	1.677 ** (1.99)	1.431 ns (1.15)
		Q1 Prix	*****Ref*****		*****Ref*****
		Q2 Prix	1.317 ns (1.45)		1.293 ns (1.3)
		Q3 Prix	1.35 * (1.76)		1.394 * (1.72)
		Q4 Prix	2.145 *** (3.8)		1.969 *** (3.59)
		Prix NA	1.238 ns (1.21)		1.232 ns (1.19)
		Q1 Inclusion		*****Ref*****	*****Ref*****
		Q2 Inclusion		0.855 ns (0.96)	0.751 ns (1.54)
		Q3 Inclusion		1.243 ns (1.45)	1.228 ns (1.16)
		Q4 Inclusion		1.671 *** (3.25)	1.319 ns (1.52)
		Inclusion NA		1.006 ns (0.03)	0.818 ns (0.43)
Niveau 1	***Sexe***	Femme	1.33 *** (2.89)	1.327 *** (2.86)	1.331 ** (2.59)
	Age	60-69	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		70-79	1.87 *** (4.1)	1.881 *** (4.1)	1.874 *** (4.62)
		80+	2.356 *** (6)	2.397 *** (6.14)	2.37 *** (6.12)
	Revenu	<1500€	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		1500-3000€	0.893 ns (1.2)	0.887 ns (1.27)	0.895 ns (0.95)
		3000€+	0.441 *** (3.81)	0.425 *** (4)	0.445 *** (3.68)
		Manquant	0.553 *** (3.5)	0.553 *** (3.51)	0.556 *** (3.17)
	Diplôme	Oui	1.08 ns (0.78)	1.078 ns (0.78)	1.078 ns (0.73)
	Couple	Oui	0.52 *** (5.32)	0.525 *** (5.2)	0.52 *** (5.79)
	Fils	Pas de Fils	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Au moins un	1.148 ns (1.27)	1.162 ns (1.38)	1.154 ns (1.35)
		1+ Cohabitant	1.117 ns (0.6)	1.138 ns (0.7)	1.117 ns (0.57)
	Filles	Pas de Filles	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Au moins un	0.906 ns (0.95)	0.89 ns (1.1)	0.899 ns (1.02)
		1+ Cohabitant	0.539 ** (2.18)	0.535 ** (2.23)	0.53 *** (2.83)
	GIR	Continu	0.535 *** (15.3)	0.537 *** (15.47)	0.535 *** (16.2)
	SAH	Mauvais	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Moyen	0.527 *** (5.47)	0.526 *** (5.49)	0.526 *** (5.84)
		Bon	0.258 *** (8.52)	0.255 *** (8.52)	0.257 *** (7.26)
	Proxy	Oui	1.617 *** (3.88)	1.584 *** (3.79)	1.603 *** (3.75)

Sources : Enquête Handicap Santé Ménages 2008 & Enquêtes Trimestrielles APA de la DREES

Note de Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, un individu résidant dans un des départements à haut taux de subvention (4^{e} quartile, Effet Prix S/M) a 2.1 fois plus de chances qu'un individu résidant dans un des départements à faible taux de subvention (1er quartile, Référence) de demander l'APA.

Note : L'Odd-Ratio peut être interprété comme un Risque Relatif : l'évènement modélisé est rare.

Tableau 7 :

Régression MCO du montant d'aide pris en charge par le CG

Covariable	Coefficient	P-Valeur
Montant Moyen Total	0.7432	<0.001
Constante	387.42	<0.001
R^2	0.8861	
N	72	

Sources : Enquêtes trimestrielles APA

Tableau 8 : Modélisation de la demande d'APA – Modèle Multi-niveaux – Robustesse

			POPULATION TOTALE		
			S/M	***S***	***S/M Hors IDF***
	Variable	**Modalité**	**Odd-Ratio / Significativité / |T Valeur|**		
Niveau 2	***Constante Aléatoire***	Constante	1.431 ns (1.15)	1.439 ns (1.22)	1.55 ns (1.45)
		Q1 Prix	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Q2 Prix	1.293 ns (1.3)	1.237 ns (1.08)	1.251 ns (1.06)
		Q3 Prix	1.394 * (1.72)	1.464 ** (2.48)	1.364 * (1.67)
		Q4 Prix	1.969 *** (3.59)	1.651 ** (2.01)	1.906 *** (2.94)
		Prix NA	1.232 ns (1.19)	1.124 ns (0.67)	1.2 ns (0.95)
		Q1 Inclusion	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Q2 Inclusion	0.751 ns (1.54)	0.792 ns (1.46)	0.815 ns (1.14)
		Q3 Inclusion	1.228 ns (1.16)	1.23 ns (1.31)	1.238 ns (1.33)
		Q4 Inclusion	1.319 ns (1.52)	1.477 ** (2.27)	1.369 * (1.84)
		Inclusion NA	0.818 ns (0.43)	0.956 ns (0.24)	0.848 ns (0.97)
Niveau 1	***Sexe***	Femme	1.331 ** (2.59)	1.331 *** (2.87)	1.292 *** (2.62)
	Age	60-69	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		70-79	1.874 *** (4.62)	1.872 *** (4.08)	1.801 *** (3.69)
		80+	2.37 *** (6.12)	2.369 *** (6.04)	2.304 *** (5.62)
	Revenu	<1500€	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		1500-3000€	0.895 ns (0.95)	0.89 ns (1.23)	0.896 ns (1.11)
		3000€+	0.445 *** (3.68)	0.438 *** (3.89)	0.445 *** (3.33)
		Manquant	0.556 *** (3.17)	0.562 *** (3.45)	0.593 *** (3.3)
	Diplôme	Oui	1.078 ns (0.73)	1.079 ns (0.78)	1.081 ns (0.77)
	Couple	Oui	0.52 *** (5.79)	0.52 *** (5.29)	0.509 *** (5.29)
	Fils	Pas de Fils	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Au moins un	1.154 ns (1.35)	1.159 ns (1.35)	1.161 ns (1.31)
		1+ Cohabitant	1.117 ns (0.57)	1.134 ns (0.68)	1.036 ns (0.19)
	Filles	Pas de Filles	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Au moins une	0.899 ns (1.02)	0.9 ns (0.99)	0.863 ns (1.32)
		1+ Cohabitant	0.53 *** (2.83)	0.534 ** (2.24)	0.446 *** (3.21)
	GIR	Continu	0.535 *** (16.2)	0.536 *** (15.34)	0.536 *** (14.69)
	SAH	Mauvais	*****Ref*****	*****Ref*****	*****Ref*****
		Moyen	0.526 *** (5.84)	0.526 *** (5.46)	0.521 *** (5.53)
		Bon	0.257 *** (7.26)	0.256 *** (8.51)	0.259 *** (8.11)
	Proxy	Oui	1.603 *** (3.75)	1.598 *** (3.85)	1.581 *** (3.8)

Sources : Enquête Handicap Santé Ménages 2008 & Enquêtes Trimestrielles APA de la DREES
Note de Lecture : Toutes choses égales par ailleurs, un individu résidant dans un des départements à haut taux de subvention (4^{e} quartile, Effet Prix S/M) a 2 fois plus de chances qu'un individu résidant dans un des départements à faible taux de subvention (1er quartile, Référence) de demander l'APA.

Note : L'Odd-Ratio peut être interprété comme un Risque Relatif : l'évènement modélisé est rare.

*Les niveaux de significativité sont *** : <1% ; ** : <5%, * : <10%, NS : ≥10%*

6. Bibliographie

Arrondel, L., Masson, A., & Verger, D. (2009). Le patrimoine en France : état des lieux, historique et perspectives. *Economie et Statistique*, 417-418, 3-25.

Assous, L., & Mahieu, R. (2002). L'assurabilité de la dépendance et sa prise en charge par le secteur privé. Une mise en perspective internationale. *Revue Economique*, 53(4), 887-912.

Bagur, A. (2003). L'assurance privée face à la dépendance. *Retraite et Société*, 39, 37-57.

Bailleau, G., & Trespeux, F. (2009). Bénéficiaires de l'aide sociale départementale en 2007, *Série Statistiques.* Paris: DREES.

Bouvier, G. (2009). L'approche du handicap par les limitations fonctionnelles et la restriction globale d'activité chez les adultes de 20 à 59 ans, *France Portrait Social 2009* (pp. 125-142). Paris: INSEE.

Centre d'Analyse Stratégique (2006). Synthèse du rapport "Personnes âgées dépendantes : bâtir le scénario du libre choix". Paris: Centre d'Analyse Stratégique.

Cour des Comptes (2005). Les personnes âgées dépendantes : rapport au Président de la République suivi des réponses des administrations et des organismes intéressés. Paris: Direction des Journaux officiels.

Cour des Comptes (2009). La prise en charge des personnes âgées dépendantes, *Rapport public annuel 2009* (pp. 255-303). Paris.

Daune-Richard, A., Jonsson, I., Odena, S., Ring, M., & Petrella, F. (2008). Les trajectoires d'entrée en dépendance des personnes âgées du point de vue du "care". Approche comparative France-Suède. Paris: Ministère de la Santé et des Sports.

Debout, C., & Lo, S. (2009). L'allocation personnalisée d'autonomie et la prestation de compensation du handicap au 30 juin 2009. *DREES Etudes et Résultats*, 710.

Dufour-Kippelen, S. (2008). Les contrats d'assurance dépendance sur le marché français en 2006, *Etudes et Recherches.* Paris: DREES.

Fouquet, A., Laroque, M., & Puydebois, C. (2009). La gestion de l'allocation personnalisée d'autonomie. Synthèse des contrôles de la mise en oeuvre de l'APA réalisés dans plusieurs départements. Paris: IGAS.

Genier, P. (1996). La gestion du risque dépendance : le rôle de la famille, de l'Etat et du secteur privé. *Economie et Statistique*, 291-292, 103-117.

Goldstein, H., De Leeuw J, Meijer E. (2010), Handbook of Multilevel Analysis, Springer-Verlag New York.

Gisserot, H., & Grass, E. (2007). Perspectives financières de la dépendance des personnes âgées à l'horizon 2025 : prévisions et marges de choix. Paris: Ministère délégué à la Sécurité Sociale, aux Personnes Agées, aux Personnes Handicapées et à la Famille.

Henrard, J. (2007). Répondre à la dépendance et aux handicaps : 5e risque ou 5e branche de sécurité sociale ? *Gérontologie et Société*, 123, 213-227.

Jeger, F. (2005). L'Allocation personnalisée d'autonomie : une analyse des disparités départementales en 2003. *DREES Etudes et Résultats*, 372.

Kerjosse, R. (2003a). Personnes âgées dépendantes : dénombrement, projection et prise en charge. *Retraite et Société*, 39, 11-35.

Kerjosse, R. (2003b). L'allocation personnalisée d'autonomie au 31 décembre 2002. *DREES Etudes et Résultats*, 226.

Mette, C. (2004). Allocation personnalisée d'autonomie à domicile : une analyse des plans d'aide. *DREES Etudes et Résultats*, 293.

Midy, L. (2009). Enquête Vie quotidienne et santé. Limitations dans les activités et sentiment de handicap ne vont pas forcément de pair. *Insee Première*, 1254.

Moreau, B. (2008). Un nouveau champ de protection sociale : le 5e risque. *Études*, 409, 183-193.

ODENORE (2005). Des personnes âgées hors de leurs droits. Non recours subi ou volontaire, *Observations et Etudes*.

Petite, S., & Weber, A. (2006). Les effets de l'allocation personnalisée d'autonomie sur l'aide dispensée aux personnes âgées. *DREES Etudes et Résultats*, 459.

Piveteau, D. (2009). Le financement de la "perte d'autonomie". *Les Tribunes de la Santé*, 24, 23-28.

Robert-Bobée, I. (2008). Projections de population 2005-2050 : Vieillissement de la population en France métropolitaine. *Economie et Statistique*, 408-409, 95-112.

Vasselle, A. (2008). Rapport d'information fait au nom de la mission commune d'information sur la prise en charge de la dépendance et la création du cinquième risque. Paris: Sénat.

Weber, A. (2005). L'appréciation de l'allocation personnalisée d'autonomie par ses bénéficiaires ou leurs proches. *DREES Etudes et Résultats*, 371.

7. Annexes

7.1. La grille AGGIR

La grille AGGIR (Autonomie Gérontologie – Groupes Iso-Ressources) classe les personnes âgées en six niveaux de perte d'autonomie :

• GIR 1 : les personnes confinées au lit ou au fauteuil ayant perdu leur autonomie mentale, corporelle, locomotrice et sociale, qui nécessite une présence indispensable et continue d'intervenants.

• GIR 2 : les personnes confinées au lit ou au fauteuil dont les fonctions mentales ne sont pas totalement altérées et qui nécessitent une prise en charge pour la plupart des activités de la vie courante, ou celles dont les fonctions mentales sont altérées mais qui ont conservé leurs capacités motrices.

• GIR 3 : les personnes ayant conservé leur autonomie mentale, partiellement leur autonomie locomotrice, mais qui nécessitent quotidiennement et plusieurs fois par jour des aides pour leur autonomie corporelle.

• GIR 4 : les personnes qui n'assument pas seules leur transfert mais qui, une fois levées, peuvent se déplacer à l'intérieur du logement. Elles doivent être aidées pour la toilette et l'habillage.

• GIR 5 : les personnes âgées ayant seulement besoin d'une aide ponctuelle pour la toilette et l'habillage.

• GIR 6 : les personnes âgées n'ayant pas perdu leur autonomie pour les actes essentiels de la vie courante.

Les quatre premiers groupes iso-ressources (GIR 1 à 4) ouvrent droit à l'APA. Le dispositif couvre donc, en principe, les personnes âgées ayant besoin d'aide dans leur vie quotidienne (loi du 20 juillet 2001, modifiée par la loi du 31 mars 2003).

7.2. Calcul du montant de l'APA

Le montant de l'APA est égal au montant du plan d'aide effectivement utilisé par le bénéficiaire, diminuée d'une participation éventuelle laissée à sa charge et calculée en fonction de ses ressources. Le montant maximum du plan d'aide (A) attribuable est fixé par un barème arrêté au niveau national. Il est calculé pour chaque GIR à partir du montant de la Majoration pour Tierce Personne (MTP[10]) de

[10] La Majoration pour Tierce Personne (MTP) est attribuée à l'assuré âgé d'au moins 60 ans, titulaire d'un avantage ouvrant droit à cette majoration, et qui a besoin, avant 65 ans, de l'assistance d'une tierce personne pour accomplir les actes ordinaires de la vie. La MTP ne se cumule pas avec l'APA.

la Sécurité Sociale (1,029.20€ au 1er avril 2009). Depuis le 1er Avril 2009, le montant mensuel maximum du plan d'aide APA est le suivant :

- GIR 1 : 1.19 x MTP = 1,224.63€
- GIR 2 : 1.02 x MTP = 1,049.68€
- GIR 3 : 0.765 x MTP = 787.26€
- GIR 4 : 0.51 x MTP = 524.84€

A domicile, le ticket modérateur à la charge du bénéficiaire de l'APA dépend de ses revenus. Les ressources prises en comptes sont les revenus déclarés ainsi que certains biens en capital. Selon les barèmes établis le 28 mars 2003, la participation financière est nulle si les revenus mensuels sont inférieurs à 0.67 fois le montant de la MTP. Elle varie ensuite progressivement de 0% à 90% du montant du plan d'aide, si les revenus sont compris entre 0.67 et 2.67 fois la MTP. Enfin, elle est égale à 90% du montant du plan d'aide, si les revenus sont supérieurs à 2.67 fois la MTP. Ainsi, pour un revenu mensuel inférieur à 689.56 euros au 1er avril 2009, aucune participation n'est demandée.

7.3. Mesurer de la « générosité des départements », quels indicateurs ?

Pour chaque département, on peut représenter la politique publique sur l'axe suivant :

0----------S---------M----------M^{max}

Avec :

S le total des aides versées par le département dans le cadre de l'APA, M le montant agrégé des plans d'aide consommés et M^{max} le montant maximum légal des plans d'aide si tous les bénéficiaires se voyaient octroyer l'aide maximum (défini en fonction de la composition par GIR du département).

Les données de la DREES fournissent des montants M (consommations) et des subventions S (paiement public des consommations par le département), au niveau agrégé. Elles ne permettent pas de mesurer, dossier par dossier, la prise en charge individuelle. Dans cette étude, nous avons construit un indicateur de générosité, défini comme un *taux moyen* de prise en charge publique. L'indicateur brut, noté *p*, correspond au ratio S/M

Néanmoins, on sait que l'hétérogénéité dans la gestion de l'APA par les départements prend en réalité plusieurs formes (cf. Bailleau & Trespeux 2009; Cour des Comptes 2009; Fouquet, Laroque et al. 2009). Nous avons donc aussi testé d'autres indicateurs de « générosité départementale ». Un calcul du plan d'aide maximum légal, M^{max}, est par exemple possible en tenant compte de la composition par GIR de la population du département : un faible écart M^{max}/M peut alors donner une estimation d'une certaine « largesse » dans l'évaluation des besoins de soins des personnes (ce par quoi nous attendions, avant tout, que les départements se distinguent). De même, le pourcentage de personnes exemptées du co-paiement – disponible pour un sous-ensemble de départements- peut

indiquer une autre façon pour le département d'exercer sa générosité (un effet « résiduel », net de la part objectivement expliquée par les inégalités de revenu des départements). Malgré ces tentatives, nous n'avons pas trouvé d'autres variables significatives permettant d'enrichir le modèle de demande, mis à part le test de robustesse n°1.

D'autre part, nous avons aussi observé, par des analyses complémentaires, que les variables S et M n'influent pas le comportement de demande d'APA lorsqu'elles sont introduites de manière isolée : la série S, dont les valeurs brutes ont été catégorisées en quartiles, n'est pas significative dans le modèle multi-niveaux, tout comme la série M. Afin de déterminer sa décision de demander l'APA, un individu ne se contente pas d'observer un seul des deux signaux (montant du plan d'aide ou montant subventionné élevés). Quel que soit le niveau de M considéré, l'individu prend, semble-t-il, sa décision au regard de la valeur du couple (S, M), qui lui indique son « taux de prise en charge ». Pour inciter les individus à demander l'APA en proportion plus importante, être généreux sur le montant du plan d'aide M –qui, à subvention fixée, accorderait aux bénéficiaires une subvention plus importante– ne suffit pas. Il faut encore que le gain réalisé –un nombre d'heures d'aide– ne soit pas absorbé par les coûts (le reste à charge) auxquels le potentiel bénéficiaire devrait faire face (avec un taux de prise en charge fixé).

Annexe : Taux de subvention et proportion bénéficiaires ; valeurs par départements

Département		
01 - Ain	82.60%	3.95%
02 - Aisne	82.12%	6.10%
03 - Allier	82.79%	5.07%
04 - Alpes de Haute-Provence	81.91%	4.90%
05 - Hautes-Alpes	.	3.89%
06 - Alpes-Maritimes	.	4.79%
07 - Ardèche	84.83%	4.04%
08 - Ardennes	.	7.56%
09 - Ariège	88.24%	8.11%
10 - Aube	81.11%	4.81%
11 - Aude	88.05%	5.20%
12 - Aveyron	88.49%	5.97%
13 - Bouches-du-Rhône	.	4.89%
14 - Calvados	.	6.41%
15 - Cantal	85.93%	6.51%
16 - Charente	87.95%	4.79%
17 - Charente-Maritime	80.80%	4.91%
18 - Cher	81.96%	4.58%
19 - Corrèze	86.42%	5.32%
21 - Côte-d'Or	75.76%	4.57%
22 - Côtes-d'Armor	84.74%	3.98%
23 - Creuse	91.42%	6.57%
24 - Dordogne	84.69%	5.42%
25 - Doubs	.	5.48%
26 - Drôme	83.88%	4.44%
27 - Eure	80.23%	3.64%
28 - Eure-et-Loir	77.89%	3.01%
29 - Finistère	90.49%	4.80%
30 - Gard	83.90%	6.35%
31 - Haute-Garonne	83.10%	6.34%
32 - Gers	89.72%	7.97%
33 - Gironde	82.73%	5.54%
34 - Hérault	88.15%	7.87%
35 - Ille-et-Vilaine	85.03%	3.60%
36 - Indre	84.91%	4.66%
37 - Indre-et-Loire	79.86%	3.99%
38 - Isère	81.35%	5.11%
39 - Jura	84.44%	4.22%
40 - Landes	.	4.34%
41 - Loir-et-Cher	69.20%	4.95%
42 - Loire	85.26%	4.57%
43 - Haute-Loire	85.53%	.
44 - Loire-Atlantique	80.15%	2.88%
45 - Loiret	.	4.71%
46 - Lot	86.28%	6.67%
47 - Lot-et-Garonne	.	.
48 - Lozère	89.13%	4.83%
49 - Maine-et-Loire	.	2.73%
50 - Manche	85.30%	4.33%
51 - Marne	80.05%	4.09%
52 - Haute-Marne	82.86%	5.25%
53 - Mayenne	suppr.	4.42%
54 - Meurthe-et-Moselle	81.07%	6.59%
55 - Meuse	.	4.02%
56 - Morbihan	85.25%	3.69%
57 - Moselle	84.18%	4.77%
58 - Nièvre	82.80%	6.42%
59 - Nord	.	6.19%
60 - Oise	84.13%	2.66%
61 - Orne	.	.
62 - Pas-de-Calais	87.05%	9.06%
63 - Puy-de-Dôme	83.18%	5.01%
64 - Pyrénées-Atlantiques	73.43%	4.21%
65 - Hautes-Pyrénées	85.63%	7.10%
66 - Pyrénées-Orientales	84.81%	4.53%
67 - Bas-Rhin	.	5.54%
68 - Haut-Rhin	.	3.61%
69 - Rhône	77.12%	3.01%
70 - Saône	86.81%	4.28%
71 - Saône-et-Loire	84.35%	5.93%
72 - Sarthe	.	3.99%
73 - Savoie	79.53%	4.84%
74 - Haute-Savoie	.	3.94%
75 - Paris	70.56%	3.47%
76 - Seine-Maritime	79.72%	6.54%
77 - Seine-et-Marne	78.28%	2.71%
78 - Yvelines	70.46%	2.27%
79 - Deux-Sèvres	81.71%	4.10%
80 - Somme	.	7.04%
81 - Tarn	86.84%	6.50%
82 - Tarn-et-Garonne	.	8.33%
83 - Var	80.04%	6.17%
84 - Vaucluse	83.59%	4.56%
85 - Vendée	77.05%	1.40%
86 - Vienne	86.46%	3.85%
87 - Haute-Vienne	84.70%	5.10%
88 - Vosges	83.52%	3.60%
89 - Yonne	80.35%	4.17%
90 - Territoire de Belfort	75.27%	6.30%
91 - Essonne	.	2.95%
92 - Hauts-de-Seine	68.96%	2.87%
93 - Seine-Saint-Denis	81.57%	5.63%
94 - Val-de-Marne	.	3.04%
95 - Val-d'Oise	75.21%	3.68%

Sources : Enquêtes trimestrielles APA de la DREES

Une analyse microéconomique du gage patrimonial dans l'aide aux personnes dépendantes*

Sophie P. Thiébaut
GREQAM-IDEP et Inserm SE4S

Bruno Ventelou
GREQAM-IDEP et Inserm SE4S†

Cecilia García-Peñalosa
CNRS et GREQAM-IDEP

Alain Trannoy
EHESS et GREQAM-IDEP

May 30, 2011

Abstract

Cet article étudie les tenants d'une possible réforme de l'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA), réforme qui viserait à récupérer sur la succession une partie des fonds versés aux personnes dépendantes. Il s'agit d'étudier les réactions des membres d'une famille constituée d'un parent dépendant et d'un enfant aidant informel potentiel. Dans ce but nous développons un modèle théorique de transfert intergénérationnel en individualisant les décisions des deux membres de la famille. Le parent décide du niveau d'aide formelle qu'il désire acheter sur le marché des services à la personne, tandis que l'enfant choisit le nombre d'heures qu'il veut offrir à son parent, le long de la fonction de réponse du parents (enfant "leader"). Le modèle est résolu pour trois cas : absence d'altruisme, transfert post-mortem (vers un enfant ou un conjoint) et altruisme ascendant. Un des principaux résultats de ce modèle réside dans le fait que le gage patrimonial incite l'enfant-égoïste à aider plus, par un calcul financier visant à protéger sa succession. Les variantes où sont introduites différentes formes d'altruisme (descendant et ascendant) portent néanmoins le message d'une réforme qui s'avère nettement plus ambigüe. L'appauvrissement des enfants au moment de la succession (qui est l'effet premier d'une récupération) peut se retrouver, soit en positif sur la qualité de vie du parent, si l'effet financier domine, soit en négatif, sous l'effet des transferts altruistes. Ceci est obtenu pour des formulations extrêmement simples des relations et il est très probable que ces ambiguïtés persistent dès que le modèle est plus complexe.

JEL Classification*:* D11,D3

Mots Clés: Dépendance, équilibre de Stackelberg, patrimoine, altruisme, égoisme.

1 Introduction

L'Allocation Personnalisée d'Autonomie (APA) a été créée en 2001 pour répondre au problème de la prise en charge des personnes dépendantes, ce dispositif de solidarité constituant ce qu'on peut désormais appeler le cinquième risque de la sécurité sociale. C'est un subventionnement des services de soins à la personne et de l'aide domestique qui se matérialise par le remboursement d'une part de la dépense

*Cet article à bénéficié des commentaires reçus au colloque « Développements récents en économie de la famille », Ined 2010. Cecilia García-Peñalosa voudrait remercier le financement de l'ANR-08-BLAN-0245-01.

†Corresponding author. GREQAM, Centre de la Vieille Charité, 2 rue de la Charité, 13002 Marseille

(co-paiement). Cette prestation est universelle, tout le monde peut y prétendre à partir de 60 ans. L'éligibilité et le montant attribué aux personnes éligibles dépendent du niveau de dépendance et la part de la dépense restant à charge est déterminée en fonction du revenu. Jusque là, et contrairement à la PSD l'ancien système de subvention, l'APA ne fait l'objet d'aucun recours sur les successions.

La générosité du système de sécurité sociale est cependant remise en question par la croissance du nombre de personnes dépendantes en France (dû à l'allongement de la durée de vie) et de l'arrivée prochaine des baby boomers aux grands âges. La société va donc devoir faire des choix stratégiques quant aux types de prises en charge (institutionnalisation vs prise en charge à domicile) et quant à son financement (augmentation des cotisations sociales, aide à la souscription d'assurance privée). Le législateur a choisi en France d'étendre l'aide aux personnes âgées dépendantes à leurs consommations de soins à domicile, ce que très peu de pays pratiquent. L'APA témoigne d'une volonté nationale d'un maintien à domicile des personnes âgées. Elle peut s'avérer socialement intéressante notamment parce qu'elle signifie une implication accrue de l'entourage dans la fourniture de l'aide pour les activités de la vie quotidienne. Néanmoins cette allocation s'avère coûteuse au plan macroéconomique (5 milliards d'Euros).

Parmi les possibilités pour réduire la dépense nationale, l'idée d'une récupération de l'APA sur les successions est aujourd'hui à l'étude par les pouvoirs publics. Cette mesure a pour but de prendre en compte les capacités contributives des familles au moment du décès de la personne bénéficiaire de l'APA afin de diminuer la part publique du financement des soins. Mais le problème est de savoir si cette mesure va engendrer une baisse de la "qualité de vie" de la personne dépendante, "qualité de vie" que l'on peut approcher par le montant de l'aide totale dont elle bénéfie en cumulant tous les types d'aide, celle directement financée par les pouvoirs publics et celle provenant de l'entourage. Au coeur de l'analyse de politique publique, se trouve la décision de la famille d'aider la personne dépendante: niveau d'aide informelle (l'aide fournie par les familles) et substituabilité avec l'aide formelle (achetée avec la subvention publique). Pour éclairer le problème, nous faisons appel à la théorie microéconomique standard du choix rationnel. Ce n'est pas tant que nous pensons que les choix en cette matière sont seulement guidés par une analyse rationnelle. Mais dans une première étape il est toujours intéressant de disposer des résultats auquels conduit ce type d'analyse. Ensuite l'analyse peut être enrichie d'autres considérations.

La modélisation des choix familiaux intergénérationnels représente un défi pour l'analyse microéconomique en raison de la pluralité (ou hétérogénéité) des types de transferts (post mortem ou inter-vivo, financier ou en temps, anticipé ou différé en terme de réciprocité) ainsi que leurs motifs (altruisme, altruisme compensatoire, altruisme stratégique, échange, réciprocité...). L'étude du comportement économique des agents pour appréhender la question des transferts intrafamiliaux a fait l'objet d'une revue de litterature théorique par Laferrère et Wolff, 2006 et de la littérature empirique par Arrondel et Masson, 2006. Celles-ci montrent l'importance des transferts intrafamiliaux, importance des montants financiers (souvent "descendants") et importance des transferts en nature (aide familiale, souvent "ascendante"), et qu'il est difficile d'en expliquer l'ampleur sans faire une part substantielle à des motifs altruistes. Jellal et Wolff, 2002 ont notamment utilisé un modèle où le bien-être des parents correspond à un "bien public", pour lequel les enfants ont un concernement partagé.

Dans cet article nous étudions les tenants de cette réforme de l'APA sur les comportements d'achat (d'aide formelle) et d'offre (d'aide informelle) des membres d'une famille composée de deux entités décisionnelles, un couple de parents dont l'un est dépendant et un enfant aidant (voir Byrne et al. 2009 pour une revue de la littérature). Le parent n'a qu'un concernement pour son niveau de consommation et sa qualité de vie en santé. Celle-ci est produite au moyen de deux types d'inputs, l'aide formelle achetée sur le quasi-marché des services à domicile, et l'aide familiale dispensée par un enfant. Dans un premier temps, l'enfant est purement égoiste mais il peut avoir intérêt à aider ses parents pour protéger

son héritage. Dans un second temps, nous ajoutons un motif altruiste.

L'article s'organise en trois temps auxquels s'ajoute une section introductive dans laquelle nous présentons et justifions les spécifications théoriques communes aux trois variantes du modèle. Dans la deuxième section, nous étudions l'effet de la réforme lorsque les deux parties, parent et enfant, agissent selon des motifs exclusivement financiers. Dans une troisième partie, nous introduisons un objectif d'héritage dans l'utilité du parent-dépendant, ceci joue le rôle d'un transfert altruiste descendant. Enfin, dans un dernier temps, on présente une alternative à la première spécification en introduisant de l'altruisme de la part de l'enfant (ce dernier valorise la qualité de vie en santé de l'ascendant).

2 Les hypothèses clés du modèle

Nous commençons par la présentation de ce qui joue le rôle des contraintes dans le modèle.

2.1 La fonction de production d'aide

La "qualité de vie" H de la personne dépendante est directement reliée à l'aide par une fonction de production dont les deux facteurs sont l'aide formelle q et l'aide informelle h. La nature des deux sources d'aide est différente -professionnels rémunérés d'un côté contre aidants familiaux en nombre limité de l'autre. La contrainte de temps de l'enfant joue à plein: h est supposé contraint par une dotation totale en temps normée à 1. Notre hypothèse est que la baisse des rendements doit se faire sentir plus vite pour l'aide informelle, l'entourage se fatiguant plus vite, parce qu'en nombre restreint, alors que l'on peut combattre la loi des rendements décroissants pour l'aide formelle en pratiquant une rotation des aidants rémunérés. La fonction de production H définie ici par (1) rend compte de cette asymétrie:

$$H(q,h) = q + \alpha h^{\sigma}; 0 < \sigma < 1 \tag{1}$$

On remarquera que l'élasticité (partielle calculée pour un niveau nul de l'autre input) de la qualité de vie à l'aide formelle est toujours égale à 1 alors que la même élasticité mais cette fois-ci par rapport à l'aide informelle est constante (σ) et inférieure à 1.

En revanche on peut supposer que l'aide informelle est plus appréciée par le parent et le paramètre α (si $\alpha > 1$) capterait cette différence de qualité à l'avantage de cette dernière. Sans doute, les aidants familiaux sont plus à même de répondre aux besoins de leurs proches.

L'aide formelle q peut être acheté sur le marché au prix p. Par contre, h ne "coûte" rien directement aux parents, au moins tant que l'on n'introduit pas un motif d'altruisme chez les parents. Par conséquent sans la contrainte quantitative qui pèse sur l'aide fournie par les enfants ($\sigma < 1$ et $h \leq 1$), le choix du parent se porterait sur une aide entièrement fournie par ceux-ci. Avec ces contraintes, tel n'est pas le cas.

Cette fonction nous a donc semblé posséder les bonnes propriétés. Notons qu'une CES rend impossible la résolution analytique du modèle et qu'une Cobb-Douglas a l'inconvénient d'exiger des valeurs non nulles pour les deux types d'aide et de figer à 1 leur élasticité de substitution croisée, ce qui parait irréaliste (voir ci-dessus).

2.2 L'APA, l'héritage et la récupération

L'APA c'est d'abord une subvention à l'achat d'aide, que l'on notera s (taux de subvention), qui par définition réduit le prix ressenti de l'aide formelle, et qui génère de ce fait de l'utilité pour les familles. Dans le cadre du gage patrimonial envisagé par les pouvoirs publics, les héritiers devront rembourser cette aide en partie au moment de la succession. Le patrimoine, ici noté M, va être amputé par l'Etat d'une

part ψ du montant global de l'aide financière que la personne dépendante aura perçue de son vivant. L'héritage, qui s'écrit alors comme:

$$G = M - pqs\psi$$

G sera introduit comme une ressource budgétaire de l'enfant. Nous supposons que l'individu obtient une rente provenant du patrimoine egal à rG. Le terme r peut être égal au taux d'intérêt ρ mais peut aussi incorporer le fait que l'enfant ne reçoit qu'une fraction $(1-\theta)$ du legs total s'il y a un conjoint survivant qui est héritier de l'autre fraction. Dans ce cas, nous aurons $r = (1-\theta)\rho$.

2.3 La contrainte budgétaire de l'Etat et les deux temps de la réforme

Le mécanisme du gage patrimonial, tel qu'il est envisagé, consiste à offrir le choix entre deux alternatives. Soit la personne dépendante choisit une formule d'aide à un taux plein, et avec une récupération mise en place à son décès sur le montant de la succession (dans la réalité, le "taux plein" varie lui-même en fonction des revenus et patrimoines des personnes âgées). Soit la personne dépendante choisit une formule d'aide à taux réduit sans conséquence en termes de succession. La réforme discutée envisagerait un plafond sur le montant de la récupération (de l'ordre de 35000 €), et ne gagerait que les patrimoines d'un montant supérieur à 200000 €. Dans le cadre de notre modélisation, l'Etat va donc jouer sur deux instruments pour réduire le coût de l'APA. Soit réduire le taux de subvention s, soit augmenter le taux de récupération ψ. Le but de la réforme est évidemment de réduire le coût du financement de l'APA pour les pouvoirs publics. Sur un plan conceptuel, il est plus facile d'imaginer que la réforme se décompose en deux temps. La réforme dans un premier temps prévoit d'agir sur le levier de la récupération (augmenter ψ) pour réduire le montant net des dépenses d'APA pour l'Etat ($pqs(1-\psi)$). Dans un second temps, on propose aux familles le choix entre:

1. Associer à un taux de récupération positif ($\psi > 0$) un montant élevé de subvention $\overline{s}$
2. Pas de récupération sur les successions ($\psi = 0$) mais un taux de subvention bas, $\underline{s} < \overline{s}$.[1]

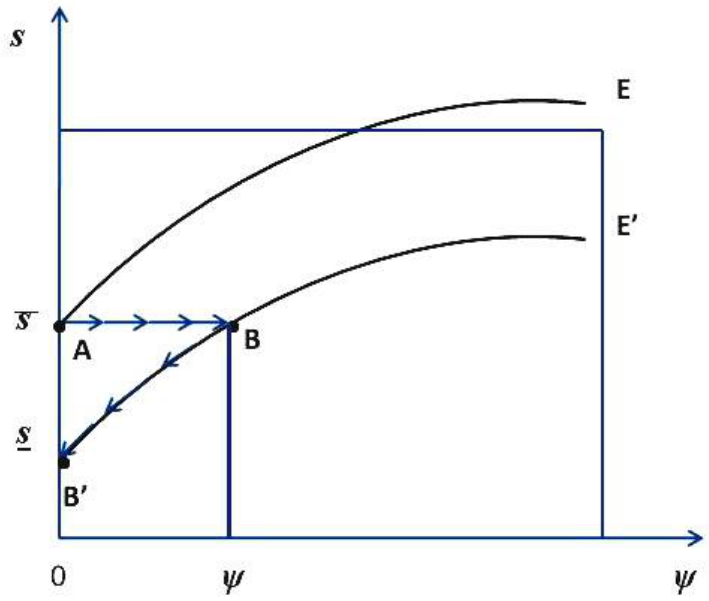
A ce stade, nous supposerons que l'Etat fait en sorte que les options proposées aux familles dans la seconde étape, c.a.d. le menu défini par le couple (ψ, s), soient équivalentes du point de vue de sa contrainte de budget. L'équilibre budgetaire des pouvoirs publics est représenté par l'égalité entre les ressources dévouées à l'APA, nommées E (supposées exogènes et constantes), plus les recettes récupérées ψpqs, et les dépenses, la subvention de l'aide pqs, soit :

$$E = pqs(1-\psi) \tag{2}$$

Le graphique ci-dessous illustre la décomposition de la réforme en deux temps :

[1] Dans le projet de réforme, dans le cas sans récupération, le taux serait réduit de moitié ($\underline{s} = 0.5\overline{s}$).

model tic



1.*pdf*

Le graphique représente des combinaisons de s et ψ qui maintiennent un niveau de dépenses constant, en accord avec la contrainte budgétaire. Nous supposons que lors de la première étape, il n'y a pas de changement du taux de subvention qui est maintenue à $\overline{s}$. L'introduction de la récupération permet de réduire les dépenses de E à $E\prime$, ce qui est représenté comme le passage du point A au point B. Une fois que la réforme est mise en place, les gouvernement offre aux agents la possibilité de choisir parmi deux menus, $(\underline{s}, 0)$ ou $(\overline{s}, \psi)$, où $\overline{s} > \underline{s}$ (passage de B à B', éventuellement).

Dans chacune des trois sections suivantes nous déterminerons les équilibres du jeu qui s'opère au sein des familles. Nous déduirons les effets sur la qualité de vie des personnes dépendantes du passage du système actuel de l'APA au nouveau système réformé (première étape de la réforme). Et finalement nous calculerons le menu que les familles sont suceptibles de choisir (deuxième étape).

2.4 Un équilibre non coopératif de type Stackelberg

Dans le monde réel, il existe différents types de familles qui ont des manières différentes de prendre une décision quant à la prise en charge de la dépendance d'un des parents. Dans certaines, les membres se réunissent pour discuter de la meilleure option, dans d'autres chacun décide selon ses propres préférences et l'issue dépend souvent de celui qui a le plus de pouvoir de décision. Dans ce modèle nous étudions un monde dans lequel le résultat est décrit par un équilibre non coopératif. Plus particulièrement, il s'agit d'un équilibre de Stackelberg où les enfants décident de l'aide qu'ils désirent prodiguer, ils "versent" d'abord le transfert ascendant, et les parents s'adaptent.[2] Le parent maximise son utilité $U^P = U^P\left[C^P, G, H\right]$ en prenant comme donnée la contribution de l'enfant en terme d'aide. Cette

[2] En anticipant sur les résultats à venir, on peut aussi justifier le choix d'un équilibre de Stackelberg avec enfant leader en le comparant à ses alternatives (Nash et Stackelberg dans l'autre sens). On peut en effet démontrer que, dans le cadre de la section 3, à savoir pas de conjoint et pas d'altruisme de la part de l'enfant, l'équilibre de Nash conduit à une aide informelle nulle de la part de l'enfant en l'absence de récupération (L'équilibre de Stackelberg où l'enfant est suiveur admet aussi cette solution). Seul l'équilibre de Stackelberg où l'enfant est leader admet une solution avec une aide informelle non nulle et est donc en accord avec les données qui indiquent une aide informelle positive. Nous souhaitions que notre point de départ se conforme à cet état de fait.

utilité est fonction de C^P la consommation du parent, l'héritage G qui revient à l'enfant (ou au conjoint s'il y a un conjoint survivant) et H assimilable à la qualité de vie. L'enfant quant à lui a une utilité $U^E = U^E\left[C^E, G, H\right]$ qui dépend de C^E sa consommation, de l'héritage et de la qualité de vie du parent. L'enfant, leader du jeu, maximise son utilité sur le sentier optimal du parent, c'est-à-dire qu'il internalise la fonction de réaction du parent-dépendant.

3 L'effet de la récupération en l'absence d'altruisme

Nous présentons tout d'abord un modèle simple, où il n'y a pas d'altruisme ni de la personne dependante vers son enfant, ni de l'enfant vers son parent. Par conséquent, seuls les aspects monétaires de la réforme entrent en jeu. Dans ce cas, la baisse du taux de subvention s engendre un surcoût pour les parents. L'augmentation du taux de récupération ψ aurait pour premier effet de réduire l'héritage des enfants. En même temps, les enfants ont conscience du fait que les deux types d'aides sont substituts. Ils pourraient avoir intérêt à aider plus pour réduire la demande d'aide formelle des parents et de ce fait réduire le montant de la récupération et préserver ainsi le net successoral. Donc dans ce modèle, les enfants n'aident leurs parents que pour protéger leur héritage. Nous voulons mettre réellement en lumière les effets du gage patrimonial sur la part de l'aide familiale résultant d'un calcul purement intéressé, d'une motivation purement extrinséque. Bien évidemment, il existe aussi une motivation intrinséque à l'aide informelle, plus ou moins importante selon les familles, qui est introduite en section 5.

3.1 L'équilibre des ménages

3.1.1 Le programme du parent

En l'absence d'altruisme parental, le parent-dépendant ne se soucie pas de ce qui restera d'héritage s'il consomme plus ou moins d'aide. Son utilité dépend uniquement de sa consommation d'un bien standard (contrainte de budget) et de sa qualité de vie H. Nous supposons que la fonction d'utilité est log-linéaire, ce qui nous permet d'exprimer le programme de maximisation du parent comme:

$$\max_q U^P = \ln C^P + \gamma \ln\left(q + \alpha h^\sigma\right) \tag{3}$$

$$s.c. \quad C^P = R - p(1-s)q$$

où R représente le revenu, p le prix de l'aide formelle, s la part prise en charge par la collectivité et γ le poids que la personne dépendante accorde à sa qualité de vie en santé H. La solution est donc

$$q = \frac{\gamma \overline{R} - \alpha h^\sigma}{1+\gamma} \tag{4}$$

où on pose $\overline{R} \equiv R/\left(p(1-s)\right)$. A ce niveau (choix des parents), on observe qu'il y a un effet substitution entre h et q, i.e. plus l'enfant aide, moins l'aide formelle est achetée par le parent. Nous pouvons voir que le taux de récupération n'a pas ici d'effet direct sur l'aide formelle. En outre, une augmentation du taux de subvention augmente l'aide formelle à niveau de h donné.

3.1.2 Le programme de l'enfant

L'enfant n'a d'intérêt que pour sa consommation, qui se compose du loyer perçu de son héritage et de ses revenus salariés amputés par le temps qu'il passe à aider son aîné. On introduit donc un simple arbitrage financier entre temps travaillé et temps passé à aider. En d'autres termes, dans ce modèle simplifié,

l'aide informelle n'est pas associée à un quelconque motif altruiste. Pour l'enfant, l'aide sert à "protéger" son héritage, sachant qu'elle constitue pour lui un coût d'opportunité sur le marché du travail. Sous l'hypothèse d'une fonction d'utilité log-linéaire, le programme de l'enfant est décrit par:

$$\max_h U^E = \ln C^E \tag{5}$$

$$\begin{aligned} s.c. \quad C^E &= r\left(M - pqs\psi\right) + w(1-h) \\ q &= \frac{\gamma\overline{R} - \alpha h^\sigma}{1+\gamma} \end{aligned}$$

où r est le rendement du patrimoine (la valeur de r inférieure à 1 traduit dans notre esprit, soit une opération d'actualisation opérée par l'enfant sur un bénéfice futur -M est obtenu au décès du parent-, soit la nécessité de convertir le patrimoine en des flux revenus consommables), M le montant du patrimoine, et w le salaire de l'enfant.

Les enfants réagissent le long de la solution optimale des parents donnée par 4, ce qui nous permet d'écrire l'utilité indirecte des enfants comme

$$U^E = \ln\left[r\left(M - ps\psi\frac{\gamma\overline{R} - \alpha h^\sigma}{1+\gamma}\right) + w(1-h)\right] \tag{6}$$

La condition du premier ordre déduite de l'équation (5) nous donne l'offre d'aide informelle optimale

$$h^* = \left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\left(1+\gamma\right)}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{7}$$

Cette expression indique que l'enfant va fournir plus d'heures d'aide quand son salaire w est plus faible, quand sa productivité α est plus grande, et quand s et ψ sont élevés.

3.1.3 L'équilibre: la réforme comme incitation "financière" à l'aide familiale

Nous pouvons maintenant écrire les niveaux d'aide et de qualité de vie d'équilibre comme:

$$h^* = \left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\left(1+\gamma\right)}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{E.1}$$

$$q^* = \frac{1}{1+\gamma}\left(\gamma\frac{R}{p(1-s)} - \alpha\left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\left(1+\gamma\right)}\right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}\right) \tag{E.2}$$

$$H^* = \frac{\gamma}{1+\gamma}\left(\frac{R}{p(1-s)} + \alpha\left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\left(1+\gamma\right)}\right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}\right) \tag{E.3}$$

Le passage du système actuel au système réformé conduit dans un premier temps à passer de $\psi = 0$ à $\psi > 0$. La récupération incite l'enfant à aider plus ($dh^*/d\psi \geq 0$), pour réduire le nombre d'heures d'aide formelle achetées par le parent et, par là-même, réduire le montant financier récupéré lors de la succession (les enfants se substituent de fait à l'aide publique). Ce premier résultat donne l'intuition que la réforme pourrait avoir un effet positif sur le bien-être des personnes dépendantes en créant une incitation "financière" à aider pour les enfants; plus précisément, pour l'enfant considéré dans le modèle [3].

[3] Dans le cas où il y a plusieurs enfants, l'héritage est un bien collectif auquel ils contribuent chacun individuellement par le biais de l'aide informelle. On pourrait voir se développer des comportements de passager clandestin et, dans ce cas, l'effet favorable de la récupération serait atténué. Mais des solutions coopératives sont aussi envisageables. Nous avons préféré laisser ces questions de côté, en considérant un seul enfant.

Le taux de subvention s a le même effet sur l'enfant que le taux de récupération ($dh^*/ds \geq 0$), elle accroît l'offre d'aide informelle. Plus la subvention s est élevée, plus l'enfant aide pour protéger l'héritage. Le taux r, qui -tout en symbolisant le loyer du leg patrimonial- joue aussi le rôle d'un facteur d'escompte du temps, a une influence directe sur h. Plus l'enfant anticipe une faible loyer sur son patrimoine hérité ou escompte le temps (r bas), moins il est réceptif à un mécanisme qui ampute son héritage de façon différée; il prèfère travailler pour maximiser son revenu actuel...

L'équation (E.1) montre aussi que pour des enfants à salaire élevé (w grand) la réforme a une influence plus limitée sur les décisions des agents, l'incitation créée par la récupération est atténuée. Donc comme la récupération sur héritage doit concerner les patrimoines moyens ou élevés et que l'on peut penser que la corrélation entre patrimoine et salaire des enfants est positive, il est possible que cet effet de hausse de l'aide informelle ne soit pas d'une ampleur très forte (d'autant qu'il existe dans le dispositif d'APA une modulation de s en fonction des revenus des parents, chose que nous ne modélisons pas ici).

L'effet revenu est sans surprise positif ($dq^*/dR \geq 0$), la quantité d'aide achetée est croissante en fonction du revenu du parent. La récupération agit négativement sur le montant d'aide achetée ($dq^*/d\psi \leq 0$), en amputant l'héritage de l'enfant elle le contraint à aider plus ce qui conduit son aîné à réduire sa demande de q (effet de substitution).

L'effet du taux de subvention sur l'aide achettée, $\partial q^*/\partial s$, est ambigu. D'une part une augmentation de s accroit le pouvoir d'achat du parent qui lui permet d'acquerir plus de q. Mais d'autre part s (qui agit comme ψ) pousse les enfants à augmenter h ; ce qui par ricochet pousse les parents à acheter moins d'aide formelle. On arrive cependant à calculer une condition suffisante pour laquelle la subvention et la demande d'aide formelle sont positivement liés (voir annexe 1) c.a.d; pour que le premier effet l'emporte sur le second :

$$\text{si } \sigma < \overline{\sigma}_1 \equiv s \quad \text{alors} \quad \frac{\partial q^*}{\partial s} > 0 \tag{C.1}$$

L'équation (C.1) montre que pour les cas où σ n'est pas trop grand, c'est-à-dire pour un rendement marginal de l'aide informelle suffisamment décroissant, la hausse du taux de subvention encourage l'achat d'aide formelle.

D'aprés l'équation (E.3) on établit sans hypothèse supplémentaire que

$$\begin{aligned} \frac{\partial H(q^*, h^*)}{\partial \psi} &\geq 0 \\ \frac{\partial H(q^*, h^*)}{\partial s} &\geq 0 \end{aligned}$$

L'aide totale augmente sans ambiguité avec s et ψ. L'ambiguité du signe de l'aide formelle par rapport au taux de subvention s'efface devant la force de la positivité de l'aide informelle.

3.1.4 Impact de l'introduction de la récupération

Nous sommes en mesure de fournir une prédiction sur l'impact de l'introduction de la première phase de la réforme, à savoir l'introduction de la récupération à taux d'aide inchangée. L'objectif de cette première étape est de réduire les dépenses publiques. Nous supposons donc que le taux de subvention est maintenu à son niveau initial, $\overline{s}$, et que le seul changement est l'introduction de ψ. L'équilibre avant la réforme est donné par $H(\overline{s}, 0)$ et celui après la reforme par $H(\overline{s}, \psi)$. Avant la réforme, l'absence d'altruisme vers les parents implique $h = 0$. Le passage au système réformé génère une aide informelle et une réduction de la consommation d'aide formelle puisque $dq^*/d\psi \leq 0$. La question est donc de savoir si le surcroît d'aide

informelle compense la perte d'aide formelle. On obtient

$$\begin{aligned} H(\overline{s},0) &= \frac{\gamma}{1+\gamma}\frac{R}{p(1-\overline{s})} \\ H(\overline{s},\psi) &= H(\overline{s},0)+\alpha\left[\frac{rp\overline{s}\psi\alpha\sigma}{w\,(1+\gamma)}\right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} \end{aligned}$$

Clairement, la deuxième expression fournit un niveau de qualité de vie plus élevé, ce qui implique que -lorsque l'on suppose que les agents sont purement égoïstes- la situation des parents s'améliore avec l'introduction de la récupération[4].

Cette augmentation de H est le résultat de deux effets. D'un côté, la récupération augmente l'aide fournie par les enfants. D'un autre, elle affecte l'aide achetée par les parents. Nous avons vu que $dq^*/d\psi \leq 0$. L'aide formelle diminue mais pas suffisament pour contrecarrer l'effet positif sur la qualité de vie du supplément d'aide fournie par les enfants. Parallèlement les enfants ont un niveau d'utilité plus faible, car les revenus du travail ($w(1-h)$) et le leg net diminuent.

Il est important de préciser que l'effet positif sur le bien-être du parent est intrinsèquement lié à l'hypothèse que les enfants internalisent sa fonction de réponse (en terme de demande d'aide formelle), et que donc ils ajustent leur offre h en fonction de q^*, joué par le parent, dans un jeu à la Stackelberg. Cet effet n'apparait pas dans d'autres formes de solution du jeu non coopératif. Par exemple, dans un équilibre de Nash, l'offre de soins informels h reste inchangée, et la récupération n'a aucun effet positif sur les parents.

3.2 La contrainte budgétaire de l'Etat et les niveaux de soins fournis

Pour formuler une prédiction sur l'impact du choix entre récupération et non récupération (seconde phase de la réforme), nous explicitons la contrainte de budget de l'Etat. La contrainte de l'Etat est donnée par:

$$E = pq^* s\,(1-\psi) \tag{8}$$

Un premier temps de la réforme consiste à réduire E, à un niveau E'. Puis, par la suite, nous considérons l'effet des différents modes de financement en prenant comme donné ce montant de dépenses publiques E'. Les pouvoirs publics peuvent donc choisir seulement un des deux instruments de politique (ψ,s) et doivent ajuster l'autre pour maintenir l'équilibre budgetaire. En différenciant (8), on obtient

$$\frac{ds}{d\psi} = \frac{s}{1-\psi} - \frac{s}{q^*}\frac{dq^*}{d\psi} \tag{9}$$

L'expression pour q^* dans (E.2) implique que $dq^*/d\psi = \partial q^*/\partial\psi + \partial q^*/\partial s \cdot ds/d\psi$. Le rapport entre les deux instruments s et ψ peut s'obtenir en différentiant (E.2) pour reécrire (9) comme

$$\frac{ds}{d\psi}\left(1+\frac{s}{q^*}\frac{\partial q^*}{\partial s}\right) = \frac{s}{1-\psi} + \frac{s}{q^*}\frac{1}{1+\gamma}\frac{\sigma}{1-\sigma}\frac{\alpha h^\sigma}{\psi} \tag{10}$$

Si $\sigma < \overline{\sigma}_1$, alors comme vu plus haut en C1, $\frac{\partial q^*}{\partial s} > 0$ et on déduit $ds/d\psi > 0$. Une augmentation du taux de récupération implique que le gouvernement peut, à E constant, offrir un taux de subvention plus élevé.

Examinons alors l'impact d'un changement de (s,ψ) sur le niveau de santé. L'effet est donné par

$$\frac{dH}{d\psi} = \frac{\partial H}{\partial s}\frac{ds}{d\psi} + \frac{\partial H}{\partial \psi} > 0 \tag{11}$$

[4] Par contre, le systeme avec récupération implique un réduction de l'offre de travail des enfants due à l'augmentation de h, si on introduisait explicitement l'offre de travail.

Ainsi une augmentation de ψ (et donc de s) conduit à une amélioration de la qualité de vie de la personne agée. A priori, L'Etat devrait alors retenir le couple de valeurs de paramétres le plus élevé possible. Encore faut-il vérifier que le choix des familles va s'orienter sur le couple le plus élevé.

3.2.1 Le menu offert aux familles et le choix de système

Comme précisé plus haut, le gouvernement offre aux agents la possibilité de choisir parmi deux menus $(\underline{s}, 0)$ ou $(\overline{s}, \psi)$, où $\overline{s} > \underline{s}$. Ces deux possibilités sont construites de manière à ce que le choix de l'une ou l'autre des options s'associe au même niveau de dépense (E'): les deux politiques doivent satisfaire la contrainte budgétaire telle qu'elle est exprimée dans l'équation (10).

Nous pouvons nous demander maintenant dans quelles circonstances les agents vont préférer un ou l'autre des systèmes. Nous pouvons calculer les utilités des deux types d'agent sur les deux politiques. Avec un taux de récuperation positif et une subvention élevée, nous obtenons :

$$\begin{aligned} U^P(\overline{s}, \psi) &= \ln \frac{\gamma^\gamma}{(1+\gamma)^{1+\gamma}} + (1+\gamma) \ln \left[R + \alpha h(\overline{s}, \psi)^\sigma p(1-\overline{s})\right] - \gamma \ln \left[p(1-\overline{s})\right] \\ U^E(\overline{s}, \psi) &= \ln \left[rM + w - wh(\overline{s}, \psi) - r\psi p \overline{s} q(\overline{s}, \psi)\right] \end{aligned}$$

Dans le cas d'un système sans récupération et avec une subvention faible, les utilités sont

$$\begin{aligned} U^P(\underline{s}, 0) &= \ln \frac{\gamma^\gamma}{(1+\gamma)^{1+\gamma}} + (1+\gamma) \ln R - \gamma \ln \left[p(1-\underline{s})\right] \\ U^E(\underline{s}, 0) &= \ln \left[rM + w\right] \end{aligned}$$

Clairement nous avons $U^P(\overline{s}, \psi) > U^P(\underline{s}, 0)$ et $U^E(\overline{s}, \psi) < U^E(\underline{s}, 0)$. Si les parents ont le pouvoir de décision alors $(\overline{s}, \psi)$ sera choisi car ce menu maximise sans ambiguité leur utilité. Par contre si ce sont les enfants qui choisissent, le menu $(\underline{s}, 0)$ sera choisi, et ici aussi sans ambiguité, car ils sont égoïstes et le système de récupération les "oblige" à aider par calcul financier pour éviter une dilapidation de l'héritage.

Dans cette première section (sans altruisme descendant, ni ascendant), le résultat du choix entre les deux menus révèle qui, de l'enfant ou du parent, détient le pouvoir de décision dans la famille.

4 Un objectif de transfert post-mortem chez le parent

A présent, on introduit un objectif de transfert dans le programme du parent. Le parent tient compte du pécule qu'il laissera après sa mort, ce qui peut correspondre à une forme d'altruisme: il est réticent à amputer son héritage. Techniquement, le budget total disponible de la personne dépendante va alors dépendre du taux de récupération; on veut voir comment varient les comportements du parent lorsque le gage patrimonial réduit directement son domaine des possibles. On s'attend par exemple à avoir une réduction de la demande d'aide formelle à cause du poids qu'il fait peser sur l'héritage.

Comme nous le ferons aussi dans le cas ou l'enfant est altruiste, nous considérons l'altruisme du type 'warm glow', postulé par Becker (1974) et développé, entre autres, par Andreoni (1989, 1990). Le parent ne prend donc pas en compte dans sa fonction d'utilité le bien-être de son enfant, mais dérive de l'utilité simplement du montant du leg que ce dernier reçoit. On suppose pour des raisons de facilité de traitement que le parent traite ses consommations et le transfert ascendant en considérant une parfaite substitution des montants marginaux. Dans cette version très simple, on agrège donc à l'objectif de consommation du parent l'héritage qu'il laisse soit à son enfant, soit à son conjoint.[5] Nous supposons que l'utilité du

[5] En dehors de cette hypothèse, les solutions du modèle ne sont pas calculables. On peut penser cependant que les résultats d'ambiguïté, qui sont présentés par la suite, seraient a fortiori amplifiés dans une version où l'agrégation des différents effets serait rendu plus complexe par la fonction d'utilité.

parent dépend en fait de μG, ou $\mu < 1$.

Le paramètre μ peux avoir deux interprétations. Si nous supposons que le parent a de l'altruisme vers son enfants, alors $\mu \equiv \mu'(1-\theta)$. Le paramètre μ est composé de deux éléments qui mesurent d'un côté le degrée d'altruisme du parent vers l'enfant (μ'), et de l'autre la partie de l'héritage que l'enfant reçoit $(1-\theta)$, qui peut ne pas être égal à un. Si nous supposons que le parent dépendant est seul concerné par l'héritage laissé à son conjoint alors $\mu = \theta$, où θ est la fraction de l'héritage que ce dernier reçoit. Il est même possible de supposer que, le parent dépendant prend en compte l'héritage laissé aux deux ayant-droits, enfant et conjoint, en posant que $\mu = \theta + \mu'(1-\theta)$.

Dans notre analyse nous nous focalisons sur l'altruisme envers l'enfant, et les implications pour le cas d'un conjoint survivant sont discutées dans la section 4.3.

4.1 L'équilibre des ménages

4.1.1 Le programme du parent

Le programme de maximisation des parents s'écrit:

$$\max_q U^P = \ln(C^P + \mu G) + \gamma \ln(q + \alpha h^\sigma) \tag{12}$$

$$\begin{aligned} s.c. \quad C^P &= R - pq(1-s) \\ G &= M - pqs\psi \end{aligned}$$

et on obtient la quantité optimale d'aide formelle

$$q = \frac{\gamma \widehat{R} - \alpha h^\sigma}{1+\gamma} \quad \text{avec} \quad \widehat{R} \equiv \frac{R + \mu M}{p(1-s) + \mu ps\psi} \tag{13}$$

Le coût ressenti de l'achat d'aide est modifié par rapport à la section 3, et la demande d'aide formelle dépend négativement du taux de récupération.

4.1.2 Le programme de l'enfant

Le programme de l'enfant est identique (sauf R, dans la fonction de réaction du parent) et son programme de maximisation est décrit par:

$$\max_h U^E = \ln C^E \tag{14}$$

$$\begin{aligned} s.c. \quad C^E &= r\left(M - pqs\psi\right) + w(1-h) \\ q &= \frac{\gamma \widehat{R} - \alpha h^\sigma}{1+\gamma} \end{aligned}$$

L'enfant décide son offre d'aide sur le sentier parental, il intègre toujours le montant d'aide formelle défini par les parents (13) pour décider du montant d'aide informelle que lui-même prodiguera. Il en résulte que la solution pour l'enfant, exprimée par (15), est quasiment inchangée. Il prend simplement en compte le fait qu'il doit partager l'héritage et donc en recevoir une part moins importante ce qui réduit son offre d'aide par rapport à la section 3.1.2.

$$h^{**} = \left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\left(1+\gamma\right)}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{15}$$

qui est identique à l'aide h^* fournie en absence du transfert descendant (sauf si r intègre un élément nouveau par rapport à la section 3, chose que nous discuterons en 4.3).

4.1.3 L'équilibre

Nous pouvons alors calculer les niveaux d'aide et de qualité de vie d'équilibre.

$$h^{**} = \left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\,(1+\gamma)}\right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \tag{E.1'}$$

$$q^{**} = \frac{1}{1+\gamma}\left(\gamma\frac{R+\mu M}{p(1-s)+\mu ps\psi} - \alpha\left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\,(1+\gamma)}\right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}\right) \tag{E.2'}$$

$$H^{**} = \frac{\gamma}{1+\gamma}\left(\frac{R+\mu M}{p(1-s)+\mu ps\psi} + \alpha\left[\frac{rps\psi\alpha\sigma}{w\,(1+\gamma)}\right]^{\frac{\sigma}{1-\sigma}}\right) \tag{E.3'}$$

A s donnée, la demande d'aide formelle est réduite sous l'effet d'une hausse de la récupération ($\partial q/\partial\psi \leq 0$), pour deux raisons. D'abord, la récupération ψ ampute l'héritage, ce qui conduit la personne dépendante à réduire l'achat de q. Ensuite les enfants sont incités à donner plus de leur temps ce qui engendre une substitution de q à h.

Le taux de subvention s a quant à lui a un effet global ambigu sur l'achat d'aide formelle. Il agit, avec l'introduction d'un objectif de transferts descendant, positivement et négativement sur la demande. Il réduit tout d'abord le prix de l'aide ce qui accroît la demande. Mais lors de la récupération il pèse sur l'héritage (plus le co-paiement aura été faible pour la personne dépendante, plus celle-ci utilise les soins, et plus la récupération sur l'héritage sera grande). On peut, comme précédemment, déduire une condition pour laquelle la subvention a un effet positif. En dérivant q^* nous obtenons:

$$\text{si } \sigma < \overline{\sigma}_2 \equiv s(1-\mu\psi) \text{ alors } \frac{\partial q^{**}}{\partial s} > 0 \tag{C.2}$$

Cette condition est plus difficile à remplir que la précédente (C1) car $\overline{\sigma}_2 < \overline{\sigma}_1$. Pour que la subvention incite à l'achat d'aide formelle, il faut que le rendement marginal de l'aide informelle soit très fortement décroissant. Ici, le motif de transfert descendant pèse sur la décision du parent-dépendant: ce dernier revoie sa demande d'aide formelle pour épargner l'héritage laissé (en proportion de μ). Cet effet s'ajoute à l'effet déjà rencontré de substitution entre les deux types d'aide; conduisant dans certains cas ($\sigma > \overline{\sigma}_2$) à une demande qui réagirait négativement au taux de subvention $\partial q^{**}/\partial s < 0$.

4.1.4 Les niveaux de soins fournis

Considerons, comme dans la section précédente, que, dans le premier temps de la réforme (réduction de E), la subvention est maintenue à son niveau initial, $\overline{s}$, et que le seul changement est la hausse de ψ. En calculant H^{**} on peut analyser ces effets globalement, du point de vue de la qualité de vie des personnes agées. On sait que la récupération joue positivement sur h, mais négativement sur q (par un effet de parent-protecteur). De ce fait, les effets de la récupération sont ambigus. Le calcul de la dérivée partielle de H par rapport à ψ ne nous permet pas de trancher en toute généralité, comme le montre l'expression

$$\frac{\partial H^{**}}{\partial\psi} = -\frac{\gamma}{1+\gamma}\left(\frac{(R+\mu M)\,\mu ps}{[p(1-s)+\mu ps\psi]^2} - \alpha\frac{\sigma}{1-\sigma}\frac{h^\sigma}{\psi}\right) \tag{16}$$

Cependant on peut discuter des effets en fonction de la valeur des paramètres; le premier terme de l'expression entre parenthèses définit la réaction du parent en terme de protection de l'objectif de transfert post-mortem tandis que le second terme correspond à l'incitation pour l'enfant à aider. Si σ est

très faible (interprétation possible: l'aidant informel est rapidement fatigué), l'effet de baisse de demande d'aide formelle l'emporte sur l'incitation des enfants à aider et la mise en place de la récupération engendre une perte de qualité de vie. L'effet du taux de salaire de l'enfant w est aussi de rendre la quantité décrite en (16) négative. Dans ce cas, l'aide des enfants ne compense pas l'ajustement opéré par les parents sur leurs propres consommations de soins.

4.2 La contrainte budgétaire de l'Etat

En repartant de la contrainte budgetaire de l'Etat decrite dans (9) on peut écrire

$$\frac{ds}{d\psi}\left(1+\frac{s}{q^*}\frac{\partial q^*}{\partial s}\right)=\frac{s}{1-\psi}+\frac{s}{q^*}\frac{1}{1+\gamma}\left[\gamma\frac{\mu ps\left(R+\mu M\right)}{\left(p(1-s)+\mu ps\psi\right)^2}+\frac{\sigma}{1-\sigma}\alpha\frac{h^\sigma}{\psi}\right] \tag{17}$$

Comme nous l'avons noté précédemment, la condition (C.2), qui assure $\partial q^*/\partial s>0$, pourrait s'avérer difficile à remplir. En conséquence, d'après (17), il pourrait y avoir des cas extrêmes pour lesquels $ds/d\psi$ est négatif (quand $1+s\cdot\partial q/q\cdot\partial s<0$). Ceci signifie que la réforme crée un "double dividende" pour les pouvoirs publics; plus de récupération directe et, en même temps, moins d'achat de soins formels. L'Etat serait alors amené à proposer aux familles des menus du type subvention minimale/récupération maximale et subvention maximale/récupération minimale. Cependant ce cas parait peu réaliste et nous retenons le cas où les deux grandeurs sont corrélées.

4.2.1 Le menu offert aux familles et le choix de système

Considérons maintenant la situation où les agents décident du menu qui leur procure le plus d'utilité. Sous l'hypothèse que $ds/d\psi>0$, le choix s'opère entre $(\underline{s},0)$ ou $(\overline{s},\psi)$, où $\overline{s}>\underline{s}$. Avec un taux de récupération positif et une subvention élevée, nous avons

$$\begin{aligned}U^P(\overline{s},\psi) &= \ln\frac{\gamma^\gamma}{(1+\gamma)^{1+\gamma}}+(1+\gamma)\ln\left[R+\mu M+\alpha h^\sigma(\overline{s},\psi)z\right]-\gamma\ln\left(p\left[1-\overline{s}\left(1-\mu\psi\right)\right]\right)\\ U^E(\overline{s},\psi) &= \ln\left[r\left(M-p\overline{s}\psi q(\overline{s},\psi)\right)+w(1-h(\overline{s},\psi))\right]\end{aligned}$$

ou $z\equiv p\left[1-\overline{s}\left(1-\mu\psi\right)\right]$.

Dans le cas d'un système sans récupération et avec une subvention faible, les utilités sont:

$$\begin{aligned}U^P(\underline{s},0) &= \ln\frac{\gamma^\gamma}{(1+\gamma)^{1+\gamma}}+(1+\gamma)\ln\left[R+\mu M\right]-\gamma\ln p(1-\underline{s})\\ U^E(\underline{s},0) &= \ln\left[rM+w\right]\end{aligned}$$

Pour que les parents continuent à choisir le couple $(\overline{s},\psi)$ il faut que $U^P(\overline{s},\psi)>U^P(\underline{s},0)$. Cette inégalité est satisfaite si et seulement si

$$\left(1+\frac{z\alpha h^\sigma(\overline{s},\psi)}{R+\mu M}\right)^{1+\gamma}>\left(1-\frac{\overline{s}\left(1-\mu\psi\right)-\underline{s}}{1-\underline{s}}\right)^{\gamma} \tag{18}$$

Cette inégalité nous permet de discuter les termes de l'acceptation par les parents du système avec gage patrimonial. On sait que le gage "force" les enfants à fournir de l'aide informelle. On constate que le membre de gauche de l'inégalité s'accroit nécessairement pour des valeurs élevées de α et σ (l'aide des enfants est appréciée et productive) et des valeurs faibles de M et R (parents peu argentés, donc peu capables de s'acheter de l'aide formelle), rendant l'inégalité (18) vraisemblablement vérifiée. Tous ces cas

correspondent à un besoin d'aide informelle élevée et font donc pencher la balance pour le système avec gage, pour lequel les parents optent plus volontiers.

L'équation (18) implique qu'une condition suffisante pour que $(\overline{s}, \psi)$ soit toujours choisie par le parent-dépendant est:

$$\mu\psi < \frac{\overline{s} - \underline{s}}{\overline{s}} \tag{19}$$

Cette équation met en valeur un élément financier du choix du menu: à gauche de l'inégalité, on a le surcoût de la récupération pesant sur l'objectif d'héritage (le "prix payé" en terme de moindre transfert descendant); à droite, le gain en terme de subvention. Lorsque la hausse de la subvention permise par le gage patrimonial est forte, les parents y adhèrent. On peut montrer que cette condition est toujours vraie lorsque la réponse de q par rapport à s est faible ($\partial q/\partial s \to 0$). On peut aussi montrer qu'elle est vraie quand μ est faible, ceci même dans le cas très défavorable où l'enfant est peu efficace ($\alpha \to 0$) (voir annexe 4 pour une preuve).

4.3 L'impact de la présence d'un conjoint héritier

En France, dans le régime de contrat de mariage majoritaire, lorsque les descendants sont communs aux deux époux, le conjoint survivant a le choix entre l'usufruit de la totalité des biens ou récupérer la valeur de son héritage θG. Les enfants reçoivent de leur côté la nue-propriété de la totalité du patrimoine ou la propriété des trois quart de la succession ($\theta = 1/4$). La présence d'un conjoint héritier peut alors avoir un effet important sur l'équilibre parent-enfant.

Pour prendre en compte cet effet, il est possible de réinterpréter le modèle que nous venons de développer pour considérer l'altruisme du parent vers le conjoint, en supposant que $\mu = \theta$. La partie allouée à l'enfant sera $(1 - \theta)$, ce qui implique que $r = \rho(1 - \theta)$. Le paramètre r incorpore alors une décôte supplémentaire et n'est plus seulement une simple actualisation.

DISCUSSION

Ceci nous montre que la présence d'un conjoint survivant a deux effets:

1/ le même effet que celui introduit par l'objectif de "transfert descendant". Dès lors qu'il y a chez le parent-dépendant un objectif de transfert, le parent est directement affecté par le gage patrimonial, particulièrement dans ses choix de consommations de soins, qui peuvent s'ajuster à la baisse.

2/ un effet sur l'aide de l'enfant, avec une possible réduction de la participation de l'enfant à l'aide domestique. On ne tient pas compte ici, dans le modèle, d'une offre informelle du conjoint, qui de toute façon rend moins nécessaire l'aide de l'enfant et affaiblit donc les mécanismes étudiés ici.

5 L'impact de l'altruisme de l'enfant envers le parent

A présent, considérons un monde où les enfants sont altruistes envers leurs parents dans le sens qu'ils retirent de l'utilité du niveau de qualité de vie H du parent-dépendant. Cette manière de concevoir l'altruisme signifie que la qualité de vie de la personne dépendante devient un "objectif final", directement constitutif des préférences de l'enfant. Les enfants ont conscience qu'ils contribuent à cet objectif en prodigant de l'aide (Anderson et al. 1998, Checkovich et al. 2002, Byrne et al. 2009). Cette fois, l'introduction de l'altruisme ascendant a pour but d'examiner l'effet de la réforme lorsque le niveau de subvention s à un effet ambigu sur la décision des enfants sur leur niveau d'aide informelle.

5.1 L'équilibre des ménages

Le programme des parents est le même que dans la section 3 et nous donne (4), le niveau d'aide formelle demandé par le parent-dépendant. Il résulte que la qualité de vie de ce dernier est décrite par (20):

$$\widetilde{H} = \frac{\gamma}{(\gamma+1)}\left[\overline{R} + \alpha\widetilde{h}^{\sigma}\right] \tag{20}$$

ou $\widetilde{h}$ est le niveau d'aide informelle fournit par l'enfant que l'on doit déterminer. On peut alors réécrire le problème de l'enfant altruiste comme:

$$\begin{aligned} \max_{h} U^E &= \ln C^E + \beta \ln H \\ s.c. \quad C^E &= r\left(M - pqs\psi\right) + w(1-h) \\ q &= \frac{\gamma\overline{R} - \alpha h^{\sigma}}{1+\gamma} \\ H &= \frac{\gamma}{1+\gamma}\left[\overline{R} + \alpha h^{\sigma}\right] \end{aligned} \tag{21}$$

avec β le paramètre d'altruisme de l'enfant.

La condition du premier ordre issue de ce programme nous donne:

$$\overline{R} + \alpha\widetilde{h}^{\sigma} = \alpha\beta\sigma\frac{r(M - ps\psi\widetilde{q}) + w(1-\widetilde{h})}{wh^{1-\sigma} - \frac{\alpha\sigma rp}{1+\gamma}s\psi} \tag{22}$$

On peut également écrire cette condition comme:

$$\widetilde{h} = h^* \cdot \left(1 - \frac{\alpha\beta\sigma\widetilde{h}^{\sigma-1}}{\overline{R} + \alpha\widetilde{h}^{\sigma}}\frac{C^E}{w}\right)^{-1/(1-\sigma)} \tag{23}$$

où h^* est l'aide informelle choisie en absence d'altruisme. Sous l'hypothèse d'une solution intérieure (c.a.d. le terme en parenthèse est compris entre 0 et 1), nous avons ici un premier résultat: $\widetilde{h} > h^*$.

Nous avons établi que l'aide informelle est toujours plus grand en présence qu'en absence d'altruisme, ce qui n'est évidemment pas surprenant.

5.2 L'effet de la réforme

5.2.1 Détermination de l'effet de la réforme sur la quantité d'heures d'aide informelle fournie

On peut commencer par traiter un cas particulier, dans lequel les effets sont sans ambiguité, afin de mettre en évidence un comportement nouveau des enfants, en terme d'offre d'aide informelle, qui n'existait pas dans le cas non altruiste.

Le cas particulier $\psi = 0$. Considérons pour un moment le cas sans récupération ($\psi = 0$). Alors la c.p.o. (23) devient :

$$\alpha\beta\sigma\left(1 + \frac{rM}{w}\right) = h\left(\alpha(1+\beta\sigma) + \frac{R}{p(1-s)}h^{-\sigma}\right)$$

Cette expression implique que, même sans l'incitation créée par la récupération, les enfants prodiguent de l'aide ($h > 0$); en absence d'altruisme, on aurait $h = 0$.

Notons également que sans la récupération on a aussi : $\partial h/\partial s < 0$. Lorsqu'il y a une hausse du taux de subvention, l'enfant aide moins. Ceci provient d'un effet de substitution aide formelle/aide informelle chez l'enfant altruiste: la consommation d'aide formelle q est accrue par la baisse de son prix apparent ($(1-s)p$); la motivation altruiste chez l'enfant de fournir de l'aide informelle s'en trouve diminuée.

Le cas général $\psi > 0$. Ecrivons maintenant la c.p.o. (23) comme:

$$V(h,s) = W(h,s,\psi,q(s,h))$$

où

$$\begin{aligned} V(h,s) &\equiv \frac{R}{p(1-s)} + \alpha h^{\sigma} \\ W(h,s,\psi,q(s,h)) &\equiv \alpha\beta\sigma \frac{M - ps\psi q + w(1-h)}{wh^{1-\sigma} - \frac{\alpha\sigma rp}{1+\gamma} s\psi} \end{aligned}$$

En différentiant (voir annexe), on peut exprimer l'effet de la réforme sur l'offre d'aide informelle :

$$\begin{aligned} \frac{dh}{d\psi} &= \frac{W_{\psi}}{V_h - W_h - W_q q_h} > 0 \\ \frac{dh}{ds} &= \frac{W_s - V_s + W_q q_s}{V_h - W_h - W_q q_h} \end{aligned} \tag{24}$$

En ce qui concerne l'effet de ψ sur h, on obtient encore $dh/d\psi > 0$, l'introduction de la récupération, pour un niveau donné de subvention, augmente h et par la même occasion augmente H.

Pour évaluer l'impact de s sur h reprenons l'expression de dh/ds dont le signe dépend du signe de $W_s - V_s + W_q q_s$. Le terme $-V_s + W_q q_s$ est négatif, alors que W_s est positif. Donc deux effets opèrent. D'une part, une augmentation du taux de subvention tend à accroître q, ce qui réduit h (l'enfant "altruiste" réduit son offre d'aide informelle par effet de substitution). D'autre part, lorsqu'il y a récupération, l'augmentation de q coûte à l'enfant et l'incite à offrir plus d'aide pour protéger son héritage ($W_s > 0$) (l'enfant "calculateur" augmente son offre d'aide). L'effet total est alors ambigu. De fait, nous avons maintenant des enfants qui ont deux motivations d'aider: ils sont altruistes mais cherchent toujours à protéger leur héritage. Or ces deux motivations pour déterminer h s'avèrent évoluer dans des sens contraires face à une hausse de s.

D'après (20) $d\widetilde{H}/d\psi$ est du signe de $d\widetilde{h}/d\psi$ et est donc positif comme nous venons de le voir. L'effet de s sur $\widetilde{H}$ demeure ambigu à cause de l'ambiguité sur $\widetilde{h}$.

5.2.2 Le menu offert aux familles et le choix de système

Nous l'avons noté dans la section précedente, il est peu vraisemblable que le gouvernement retienne un menu pour lequel $ds/d\psi < 0$ et donc on peut considérer que le choix offert aux familles réside entre les couples $(\underline{s}, 0)$ et $(\overline{s}, \psi)$. Nous comparons maintenant l'utilité des agents dans les deux cas.

En commençant par les parents, nous avons:

$$\begin{aligned} U^P(\underline{s},0) &= \ln \frac{\gamma^{\gamma}}{(1+\gamma)^{1+\gamma}} + (1+\gamma)\ln\left[R + \alpha \underline{h}^{\sigma} p(1-\underline{s})\right] - \gamma \ln\left[p(1-\underline{s})\right] \\ U^P(\overline{s},\psi) &= \ln \frac{\gamma^{\gamma}}{(1+\gamma)^{1+\gamma}} + (1+\gamma)\ln\left[R + \alpha \overline{h}^{\sigma} p(1-\overline{s})\right] - \gamma \ln\left[p(1-\overline{s})\right] \end{aligned}$$

ou $\underline{h} \equiv \widetilde{h}(\underline{s}, 0)$ et $\overline{h} \equiv \widetilde{h}(\overline{s}, \psi)$.

Alors le système avec récupération est choisi si et seulement si:

$$\frac{R + \alpha \overline{h}^{\sigma} p(1-\overline{s})}{R + \alpha \underline{h}^{\sigma} p(1-\underline{s})} > \left[\frac{1-\overline{s}}{1-\underline{s}}\right]^{\gamma/1+\gamma} \tag{C.3}$$

Comme le membre de droite de l'inégalité (C.3) est inférieur à 1, une condition suffisante pour avoir $U^P(\overline{s},\psi) > U^P(\underline{s},0)$ est

$$\overline{h}^{\sigma}(1-\overline{s}) > \underline{h}^{\sigma}(1-\underline{s}) \tag{C.3'}$$

Ceci signifie que l'augmentation de h, engendrée par $\psi > 0$, doit être suffisamment grande, par rapport au différentiel de taux de subvention dans les deux systèmes. Remarquons que la condition (C.3) peut aussi s'écrire en fonction de la qualité de vie du parent-dépendant:

$$\frac{H(\overline{s},\overline{h})}{H(\underline{s},\underline{h})} > \left[\frac{1-\underline{s}}{1-\overline{s}}\right]^{1/1+\gamma} \tag{C.3"}$$

Du coté des enfants, l'altruisme pourrait engendrer une décision divergente des cas précédents. L'enfant altruiste a desormais une motivation pour le système avec gage patrimonial: son concernement pour la qualité de vie du parent-dépendant. Son utilité pour chacun des systèmes s'écrit maintenant:

$$\begin{aligned} U^E(\underline{s},0) &= \beta \ln \frac{\gamma}{(1+\gamma)} + \beta \ln\left(\frac{R}{p(1-\underline{s})} + \alpha \underline{h}^{\sigma}\right) + \ln\left[rM + w(1-\underline{h})\right] \\ U^E(\overline{s},\psi) &= \beta \ln \frac{\gamma}{(1+\gamma)} + \beta \ln\left(\frac{R}{p(1-\overline{s})} + \alpha \overline{h}^{\sigma}\right) + \ln\left[r\left(M - p\overline{s}\psi\overline{q}\right) + w(1-\overline{h})\right] \end{aligned}$$

Alors $U^E(\overline{s},\psi) > U^E(\underline{s},0)$ si et seulement si

$$\frac{r\left(M - p\overline{s}\psi\overline{q}\right) + w(1-\overline{h})}{rM + w(1-\underline{h})} > \left(\frac{\frac{R}{p(1-\underline{s})} + \alpha\underline{h}^{\sigma}}{\frac{R}{p(1-\overline{s})} + \alpha\overline{h}^{\sigma}}\right)^{\beta} \tag{C.4}$$

Pour permettre l'interprétation de cette condition, considérons deux cas polaires, dans lesquels nous avons des solutions en coin.

5.2.3 Etude de cas particuliers

Solution en coin $\widetilde{h} = 0$. Si $\widetilde{h} = 0$ (ce qui peut être le cas pour de faibles valeurs de α ou pour un taux de salaire de l'enfant w élevé[6]), alors (C.4) devient

$$1 - \frac{rp\overline{s}\psi\overline{q}}{rM + w} > \left(\frac{1-\overline{s}}{1-\underline{s}}\right)^{\beta} \tag{C.4'}$$

Comme $\overline{q}$ ne dépend ni de M ni de β, on voit que cette inégalité a plus de chance d'être vraie lorsque β ou M sont grands. Autrement dit, les enfants très altruistes (β grand) ont plutôt tendance à préférer le système avec récupération, favorisant de ce fait le confort de vie de leur parent plutôt que leur intérêt financier. De plus, si le patrimoine a une forte valeur (M grand), alors les enfants préfèreront aussi le couple $(\overline{s},\psi)$. Dans cette configuration en effet, l'enfant compare sa perte monétaire ($\psi p\overline{s}\overline{q}$) avec le niveau d'utilité donné par sa richesse totale ($rM + w$), sachant que l'utilité marginale de cette dernière est amoindrie par le haut niveau de patrimoine (autrement dit, les pertes sur la récupération, perçues avec un rendement marginal décroissant, sont rendues négligeables).

Rappelons que nous sommes dans un cas où l'enfant altruiste ne prodigue pas d'aide informelle. Mais l'enfant altruiste retire de l'utilité à voir la qualité de vie de son parent améliorée et cherche donc à y contribuer par un autre moyen que l'aide informelle. Il choisit alors le système avec récupération, système qui lui coûte en héritage mais qui satisfait son désir de participer à la formation de H. En quelque sorte, il réalise un transfert monétaire ascendant en acceptant une amputation d'une part de son héritage, part qui est (re)versée au parent en une subvention à l'achat d'aide formelle.

[6] Soit donc l'aide que l'enfant prodigue est de faible qualité (α faible), soit son coût d'opportunité sur le marché du travail est très important (w élevé); ce qui est sans doute la caractéristique par laquelle les familles ont la plus grande chance de se distinguer.

Solution en coin $\widetilde{h} = 1$. L'autre solution en coin est le cas où l'enfant consacre tout son temps à la production d'aide ($h = 1$). Ce cas peut se produire lorsque α est très grand ou quand w est faible. Si la qualité de l'aide informelle est très supérieure à celle de l'aide formelle, l'enfant a alors une motivation altruiste à prodiguer davantage d'aide (amélioration de la qualité de vie) mais aussi une motivation financière puisque le nombre d'heures complémentaires à acheter d'aide formelle est réduit (ce qui allège la récupération). De plus, si le coût d'opportunité de l'enfant sur le marché du travail est faible, alors il peut avoir intérêt à aider le plus possible substituant ainsi revenu du patrimoine à revenu salarié.

Voyons à présent dans quel contexte les enfants du type décrit ci-dessus vont choisir le système avec récupération. La condition (C.4) donne à présent:

$$1 - \frac{p\overline{s}\psi\overline{q}}{M} > \left(\frac{1-\overline{s}}{1-\underline{s}}\frac{R+\alpha p(1-\underline{s})}{R+\alpha p(1-\overline{s})}\right)^{\beta} \qquad \text{(C.4")}$$

Ici encore, le montant du patrimoine et le niveau d'altruisme vont déterminer le système préféré: on voit toujours que plus β est grand, plus il est vraisemblable que la condition (C.4), pour laquelle le gage est choisi, soit vérifiée.

Dans ce cas, on montre donc que les enfants peuvent également adhérer au gage patrimonial, chose qui était totalement impossible dans les sections précédentes (sans altruisme ascendant).

6 Conclusion

Nous avons développé un modèle théorique de décision familiale, avec transferts intergénérationnels, qui tente de rendre compte des enjeux mis en oeuvre pour les familles lors de la réforme de l'APA. La structure du modèle permet de distinguer les raisons pour lesquelles les familles pourraient réagir et modifier la provision totale d'aide face à cette réforme. Le modèle suppose que les enfants fixent leur niveau d'aide et les parents adaptent en conséquence leur consommations d'aide formelle, selon une fonction de réaction que les enfants connaissent. Nous intégrons au modèle un écart d'efficacité entre les deux types d'aide (formelle et informelle) ainsi qu'un coût d'opportunité sur le marché du travail pour les aidants informels. Un des principaux résultats de ce modèle réside dans le fait que la réforme envisagée par les pouvoirs publics modifie les incitations à l'aide informelle: le gage patrimonial incite les enfants à aider plus; ceci dans la structure de jeu décrite, dans laquelle l'enfant est leader et cherche à protéger son héritage. On voit dans la version la plus simple du modèle, et sous réserve que le gage est bien introduit à taux de subvention constant, que l'aide globale reçue par la personne dépendante ("qualité de vie") est plus importante. On a également montré que le choix entre les deux menus proposés par le gouvernement aux familles, à savoir une récupération nulle pour une subvention réduite ou une récupération positive pour une subvention maximale, est en fait un mécanisme de révélation du pouvoir de décision entre les membres de la famille.

Les variantes où sont introduites différentes formes d'altruisme (descendant et ascendant) portent néanmoins le message d'une réforme qui s'avère nettement plus ambigüe. Lorsque les parents ont une réticence à amputer leur héritage (altruisme descendant), la condition pour que le gage se solde par une augmentation de la qualité de vie globale est plus difficile à remplir. On sait seulement que le gage modifie le mix entre formel et informel (en faveur de l'informel), avec le risque d'une perte de qualité de vie. Lorsque ce sont les enfants qui sont altruistes, le gage patrimonial suscite toujours un supplément d'aide informelle, mais l'effet de la réforme sur la qualité de vie de la personne âgé devient ambigu par, cette fois, sa possible conséquence sur le taux de subvention (dans les familles où le menu "récupération nulle / subvention réduite" serait choisi, la baisse du taux de subvention peut provoquer une perte de qualité de vie des parents). Dans ces variantes du modèle, il est difficile d'anticiper en toute généralité

quel sera le menu choisi, cela dépend des paramètres. Enfin, dès que l'altruisme existe, le choix du menu ne permet pas toujours de remonter à l'identité de celui qui fait le choix; la propriété de révélation disparait.

Un lecteur pressé ou inattentif pourrait retenir de ces travaux qu'ils n'apportent pas beaucoup d'enseignement puisque nous obtenons, au bout du compte, essentiellement des résultats "d'ambiguïtés" quant aux conséquences d'un gage patrimonial sur l'APA. Le premier élément de réponse serait de faire valoir que ce sont les premiers travaux qui se consacrent à cette question d'un gage patrimonial sur une subvention publique et qu'ils ont donc nécessairement un aspect exploratoire. Le second élément de réponse serait qu'il nous semble qu'on peut cependant retenir un enseignement assez clair des travaux présentés ici. Ils montrent qu'un gage patrimonial portant sur l'APA, parce qu'il bouleverse le jeu des relations intrafamiliales nouées autour de la prise en charge de la dépendance de la personne âgée, est nécessairement porteuse d'effets complexes: l'appauvrissement des enfants au moment de la succession (qui est l'effet premier d'une récupération) peut se retrouver soit en un effet positif (par "calcul financier égoïste" visant à préserver l'héritage), soit en un effet négatif pour la qualité de vie des parents (dès lors qu'on introduit un altruisme parent-enfant ou enfant-parent, et des transferts intergénérationnels). Ceci est obtenu pour des formulations extrêmement simples des relations et il est très probable que ces ambiguïtés persistent dès que le modèle est plus complexe.

Le problème principal rencontré au cours de cette modélisation a été de définir une forme de fonction de production de la "qualité de vie en santé" qui permette sa résolution, sans lui enlever de caractéristiques fondamentales telle que l'endogénéité des deux types d'aides ou encore leur complémentarité; il faut en outre s'assurer que le sens des principaux résultats ne dépend pas de la forme de la fonction. Il nous semble que la fonction proposée permet de capturer l'essentiel des phénomènes, sans perdre en généralité.

Parmi les imperfections du modèle, le taux de salaire des enfants est introduit d'une manière un peu trop simpliste. Bien qu'intégré dans le modèle, on considère l'effet du salaire des aidants comme étant linéaire sans étudier de cas seuil comme dans le modèle de Pestieau et Sato, 2008. Or quand les revenus des enfants augmentent, l'aide en temps et en argent deviennent des substituts (Zissimopoulos, 2001, Bonsang, 2007). Les enfants à salaire élevé ont tendance à transférer de l'argent à leurs parents, plutôt que du temps, contrairement aux enfants à bas salaire (Sloan, Zhang et al., 2002). D'un certain point de vue, on peut néanmoins considérer que lorsque l'enfant opte pour le système avec récupération (choix de système de l'enfant altruiste, solution en coin $h = 0$), on assiste très exactement à ce phénomène: l'enfant sacrifie du revenu (hérité), pour faire gagner de l'aide formelle à son parent-dépendant.

Sur ce plan de l'offre de travail, au plan macroéconomique il y a d'autres enjeux pour les finances publiques que nous avons renoncés à prendre en compte dans notre modèle: 1) le secteur des soins à domicile perd des emplois quand la demande d'aide s'ajuste à la baisse ; 2) les pertes de productivité des aidants familiaux se retrouvent aussi en négatif dans les cotisations et impôts portant sur le travail.

Un autre effet que nous ne modélisons pas est que le taux de subvention (s) est en réalité modulé sur les revenus des parents, d'après un barême légal. Pour des raisons de simplicité, nous n'avons pas explicitement modélisé cet état-de-fait (le parent et l'enfant sont génériques et peuvent appartenir à différentes couches sociales, simplement le taux s de départ sera différent). Dès lors qu'il y a corrélation entre revenu des parents, revenus des enfants et subvention (s corrélation négative), le mécanisme mis en évidence est encore atténué pour les plus riches. Dans le même esprit, une autre imperfection du modèle réside dans l'absence de prise en compte des "planchers" sur le montant de la succession taxable et des "plafonds" sur le gage patrimonial... Ces différents aspects ont des conséquences sur le caractère plus ou moins redistributif du gage; nous comptons explorer cet aspect dans des travaux futurs.

Nous n'introduisons pas non plus la possibilité pour les parents de souscrire à une assurance dépendance privée contrairement aux travaux théoriques antérieurs (Pauly, 1996; Zweifel et Strüwe, 1998; Mellor, 2001; Jousten, Lipszyc et al., 2005; Pestieau et Sato, 2008). Ceci pourrait aussi constituer une

extension future de notre modèle, car une autre piste de réforme envisagée par les pouvoirs publics serait que l'Etat subventionne la souscription à ce type d'assurance. Une autre sophistication de cette version serait d'intégrer le patrimoine dans la fonction de production d'aide. En effet il est vraisemblable que les maisons à valeur élevée disposent d'une architecture (ex : villa de plein-pied) ou d'aménagements intérieurs (ex : salle de bain aménagée) facilitant les activités du quotidien (rendant la dépendance moins contraignante et donc facilitant la production d'aide) toutes choses égales par ailleurs. Enfin les cas de cohabitations, qui en pratique modifient nettement le temps que l'enfant passe avec son parent, ne sont pas pris en compte ici.

Annexes

Annexe 1 - Condition suffisante pour que $\partial q/\partial s > 0$

Nous dérivons une condition suffisante pour que $\partial q/\partial s > 0$ à partir de la solution d'équilibre des parents (E.2'). En differentiant q^{**} nous avons

$$\begin{aligned}\frac{\partial q}{\partial s} &= \frac{1}{(1+\gamma)}\left(\frac{\gamma(R+\mu M)(1-\mu\psi)}{p\left((1-s(1-\mu\psi))\right)^2}-\frac{\sigma}{1-\sigma}\alpha\frac{1}{s}h^{\sigma}\right) \\ &= \frac{1}{(1+\gamma)}\frac{(1-\mu\psi)}{1-s(1-\mu\psi)}\left(\frac{\gamma(R+\mu M)}{p(1-s(1-\mu\psi))}-\frac{1-s(1-\mu\psi)}{s(1-\mu\psi)}\frac{\sigma}{1-\sigma}\alpha h^{\sigma}\right)\end{aligned} \tag{A.1}$$

Maintenant, revenons à (E.2') qui nous dit que, pour une solution intérieure, l'achat d'aide formelle doit être non nulle (c.a.d.: strictement positif dans notre cas). Ceci s'exprime:

$$q>0 \Longleftrightarrow \frac{\gamma(R+\mu M)}{p(1-s(1-\mu\psi))}-\alpha h^{\sigma}>0.$$

Donc, une condition suffisante pour $\partial q/\partial s > 0$ est

$$\frac{1-s(1-\mu\psi)}{s(1-\mu\psi)}\frac{\sigma}{1-\sigma}<1$$

qui peut se re-écrire comme $\sigma < s(1-\mu\psi)$. Une condition equivalent peux etre obtenue pour q^* à partir de (4). Nous pouvons donc écrire

$$\begin{aligned}\text{si } \sigma &< \overline{\sigma}_1 \equiv s \Rightarrow \frac{\partial q^*}{\partial s}>0 \\ \text{si } \sigma &< \overline{\sigma}_2 \equiv s(1-\mu\psi) \Rightarrow \frac{\partial q^{**}}{\partial s}>0\end{aligned}$$

Annexe 2 - Section 4.2: le cas $ds/d\psi < 0$

Le cas $ds/d\psi < 0$ conduirait les familles à choisir entre une subvention élevée sans récupération $(\overline{s},0)$ et une subvention faible avec récupération $(\underline{s},\psi)$, où $\overline{s} > \underline{s}$. Cette configuration semble, d'un point de vue "politique", invraisemblable. Cependant ce menu est possible théoriquement. La condition qui assure $ds/d\psi > 0$ est plus difficile à remplir dans le modèle avec altruism vers l'enfant ou le conjoint héritier. Les héritiers, conjoint et enfant, font pression sur la demande d'aide formelle du parent-dépendant. Lorsque le taux de subvention, composante du coût de la récupération pour les héritiers, augmente, le parent-dépendant est poussé à réduire sa demande pour épargner l'héritage du conjoint et à cause du surplus d'aide informelle reçue. La contrainte budgétaire du gouvernement, qui tient compte des variations de q par rapport à s, peut alors dans certains cas s'équilibrer lorsque $ds/d\psi < 0$.

Nous proposons dans cette annexe de comparer les utilités des agents pour chacun des couples $(\underline{s},\psi)$ et $(\overline{s},0)$.

Avec un taux de récupération positif et une subvention faible, nous avons pour chaque membre de la famille:

$$\begin{aligned}U^P(\underline{s},\psi) &= \ln\frac{\gamma^{\gamma}}{(1+\gamma)^{1+\gamma}}+(1+\gamma)\ln\left(R+\mu M+\alpha h^{\sigma}p(1-\underline{s}(1-\mu\psi))\right)-\gamma\ln\left(p\left[1-\underline{s}(1-\mu\psi)\right]\right) \\ U^E(\underline{s},\psi) &= \ln\left[r\left(M-p\underline{s}\psi q(\underline{s},\psi)\right)+w(1-h(\underline{s},\psi))\right]\end{aligned}$$

Dans le cas d'un système sans récupération et avec une subvention élevée, les utilités sont:

$$
\begin{aligned}
U^P(\overline{s},0) &= \ln\frac{\gamma^\gamma}{(1+\gamma)^{1+\gamma}} + (1+\gamma)\ln\left[R+\mu M\right] + \gamma\ln\left(p(1-\overline{s})\right)\\
U^E(\overline{s},0) &= \ln\left[rM+w\right]
\end{aligned}
$$

et le niveau d'aide formelle achetée dans chacun des cas est donné par:

$$
\begin{aligned}
q(\underline{s},\psi) &= \frac{1}{(1+\gamma)}\left(\gamma\frac{R+\mu M}{p\left[1-\underline{s}(1-\mu\psi)\right]} - \alpha h^\sigma(\underline{s},\psi)\right)\\
q(\overline{s},0) &= \frac{1}{(1+\gamma)}\left(\gamma\frac{R+\mu M}{p(1-\overline{s})}\right)
\end{aligned}
$$

On a $\overline{s} > \underline{s}(1-\mu\psi)$: le coût global de l'aide formelle (en tenant compte du poids de la récupération pour le conjoint) est moindre avec une subvention élevée. Ceci entraine automatiquement $q(\overline{s},0) > q(\underline{s},\psi)$: la contrainte budgétaire du parent-dépendant l'incite à choisir $(\overline{s},0)$. Par contre, du point de vue de sa qualité de vie, les effets sont ambigus. Le couple $(\underline{s},\psi)$ lui permet d'obtenir de l'aide informelle de la part de l'enfant, mais réduit le niveau d'aide formelle.

L'enfant, qui n'est pas altruiste, choisit systématiquement le système sans récupération.

Annexe 3 - Preuves pour les cas particuliers étudiés en section 4.3.1

Dans la section 4.3.1, on dit que la condition (19), qui assure le choix du système avec récupération de la part du parent-dépendant, est toujours vraie pour deux cas particuliers, $\partial q/\partial s \to 0$ et $\alpha \to 0$. Cette annexe donne les preuves pour ces résultats.

1. Cas $\partial q/\partial s \to 0$. Si $\partial q/\partial s = 0$ alors l'expression (9) qui donne l'équilibre budgétaire du gouvernement devient implique $ds = s/(1-\psi)sd\psi$, que dans le cas d'un changement discret est

$$\frac{\overline{s}-\underline{s}}{\overline{s}} = \frac{\psi}{1-\psi}$$

   Alors la condition (suffisante) (19) devient $\mu(1-\psi) < 1$, ce qui est toujours vrai puisque, par hypothèse, chacun des paramètres de l'expression de gauche est inférieur à 1.

2. Cas $\alpha \to 0$. Si $\alpha = 0$ alors

$$q^{**} = \frac{\gamma}{(1+\gamma)}\frac{R+\mu M}{p(1-s)+\mu ps\psi} \tag{A.2}$$

   Maintenant revenons sur la contrainte budgétaire du gouvernement. En remplaçant (A.2) dans (8) on obtient:

$$E = (1-\psi)ps\frac{\gamma}{(1+\gamma)}\frac{R+\mu M}{p(1-s)+\mu\psi ps} \tag{A.3}$$

   L'équilibre du gouvernement permet d'évaluer $\underline{s}$ et $\overline{s}$ comme suit. Pour le couple $(\underline{s},0)$, (A.3) nous donne:

$$\underline{s} = \frac{E(1+\gamma)}{E(1+\gamma)+(R+\mu M)\gamma} \tag{A.4}$$

   Pour le couple $(\overline{s},\psi)$, (A.3) nous donne:

$$\overline{s} = \frac{E\left(1+\gamma\right)}{E\left(1+\gamma\right)(1-\mu\psi)+(R+\mu M)\gamma\left(1-\psi\right)} \tag{A.5}$$

   Donc on peut réécrire (19) en se servant de (A.4) et (A.5):

$$\mu\psi < \frac{\overline{s}-\underline{s}}{\overline{s}} = \mu\psi\frac{E\left(1+\gamma\right)+\gamma(R/\mu+M)}{E\left(1+\gamma\right)+\gamma\left(R+\mu M\right)}$$

   La condition (19) est maintenant équivalente à $\mu < 1$, quie est toujours satisfaite.

Annexe 4 - Preuve du signe de $dh/d\psi$

Dans la section 5.1.3 on évalue l'effet de la récupération sur l'offre d'aide informelle. On cherche alors à signer $dh/d\psi$ où

$$\frac{dh}{d\psi} = \frac{W_\psi}{V_h - W_h - W_q q_h}$$

Pour faciliter l'analyse posons

$$a_1 = \frac{\alpha\sigma rps}{1+\gamma} \text{ et } a_2 = rpsq \tag{A.6}$$

ce qui nous permet de réécrire $W(h, s, \psi, q(s,h))$ comme

$$W(h, s, \psi, q(s,h)) \equiv \alpha\beta\sigma \frac{rM - a_2\psi + w(1-h)}{wh^{1-\sigma} - a_1\psi} \tag{A.7}$$

1. Preuve pour les signes de W_ψ et W_s.

   En différenciant (A.7) par rapport à ψ on a

$$W_\psi = \frac{\alpha\beta\sigma a_1}{wh^{1-\sigma} - a_1\psi}\left[\frac{[rM - a_2\psi + w(1-h)]}{[wh^{1-\sigma} - a_1\psi]} - \frac{a_2}{a_1}\right]$$

   Le signe de W_ψ dépend du signe du dernier terme. Ainsi, en utilisant les expressions pour a_1 et a_2, nous avons que $W_\psi > 0$ si et seulement si

$$\frac{\beta\alpha\sigma}{1+\gamma}\frac{[rM - a_2\psi + w(1-h)]}{[wh^{1-\sigma} - a_1\psi]} > \beta q \tag{A.8}$$

   Reprenons à présent la c.p.o. de l'enfant altruiste (22) qui nous donne avec les notations décrites par (A.6):

$$\overline{R} + \alpha h^\sigma = \alpha\beta\sigma \frac{rM - a_2\psi + w(1-h)}{wh^{1-\sigma} - a_1\psi} \tag{A.9}$$

   En remplaçant (A.9) et en utilisant le fait que $\gamma\left(\overline{R} + \alpha h^\sigma\right)/(1+\gamma) = H \equiv q + \alpha h^\sigma$ l'inégalité (A.8) devient:

$$q + \alpha h^\sigma \geq \gamma\beta q \tag{A.10}$$

   On voit que si $\gamma\beta \leq 1$ alors $H \geq q \geq \gamma\beta q$ et (A.10) est vérifiée. Donc, dans ce cas, $W_\psi > 0$.

   Par le même raisonnement, on peut montrer que $W_s > 0$.

2. Preuve pour $W_h + W_q q_h < 0$.

   En différentiant W nous avons:

$$\begin{aligned}
W_h &= -\frac{\alpha\beta\sigma}{\left(wh^{1-\sigma} - a_1\psi\right)^2}\left[w\left(wh^{1-\sigma} - a_1\psi\right) + (1-\sigma)wh^{-\sigma}\left(rM + w(1-h) - a_2\psi\right)\right] \\
W_q &= -\frac{\alpha\beta\sigma rps\psi}{\left(wh^{1-\sigma} - a_1\psi\right)} \\
q_h &= -\frac{\alpha\sigma}{1+\gamma}h^{\sigma-1}
\end{aligned}$$

   Donc

$$W_h + W_q q_h = -\frac{\alpha\beta\sigma}{\left(wh^{1-\sigma} - a_1\psi\right)^2}\left[(1-\sigma)wh^{-\sigma}\left(r(M - pqs\psi) + w(1-h)\right) + (wh^{1-\sigma} - a_1\psi)^2(h^{\sigma-1})\right] < 0$$

References

[1] Anderson, S., J. Goeree et al. (1998). "A theoretical analysis of altruism and decision error in public goods games." Journal of Public Economics 70(2): 297-323.

[2] Andreoni, J. (1989). "Giving with impure altruism: Applications to charity and Ricardian equivalence," Journal of Political Economy 97, 1447–1458.

[3] Andreoni, J. (1990). "Impure altruism and donations to public goods: A theory of warm glow giving," Economic Journal 100, 464–477.

[4] Arrondel, L. et A. Masson (2002). "Altruism, exchange or indirect reciprocity: what do the data on family transfers show?" Working Paper 2002-18, DELTA.

[5] Becker, G. S. (1974). "A theory of social interactions," Journal of Political Economy 82, 1063–1093.

[6] Bernheim, B. D., A. Shleifer, et al. (1985). "The strategic bequest motive." The Journal of Political Economy 93(6): 1045-1076.

[7] Bonsang, E. (2007). "How do middle-aged children allocate time and money transfers to their older parents in Europe?" Empirica 34: 171–188.

[8] Byrne, D., M.S. Goeree et al. (2009) "Formal Home Health Care, Informal Care, and Family Decision Making." International Economic Review 50(4): 1205-1242.

[9] Checkovich, T.J. et S. Stern (2002)."Shared caregiving responsabilities of adult siblings with elderly parents." The Journal of Human Ressources 37(3): 441-478.

[10] Jellal, M. et F.C. Wolff (2002). "Aides aux parents agés et allocation intra-familiale." Revue Economique 53(4): 863-85

[11] Jousten, A., B. Lipszyc, et al. (2005). "Long-term care insurance and optimal taxation for altruistic children." FinanzArchiv 61(1): 1-18.

[12] Laferrère, A. et F. C. Wolff (2006). Microeconomic models of family transfers. Handbook on the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity. S. C. Kolm and J. M. Ythier. North-Holland, Elsevier. 2: 889-969.

[13] Mellor, J.M. (2001). "Long-term care and nursing home coverage: are adult children substitutes for insurance policies?" Journal of Health Economics 20: 527-547.

[14] Pauly, M. V. (1996). "Almost optimal social insurance for long-term care." Developments in Health Economics and Public Policy 5: 307-29.

[15] Pestieau, P. et M. Sato (2008). "Long term care: the state, the market and the family." Economica 75(299): 435-454.

[16] Sloan, F. A., H. H. Zhang, et al. (2002). "Upstream intergenerational transfers." Southern Economic Journal 69(2): 363–380.

[17] Zissimopoulos, J. M. (2001). Resource Transfers to the Elderly: Do Adult Children Substitute Financial Transfers for Time Transfers? . Working Paper 01-05. RAND.

[18] Zweifel, P. et W. Strüwe (1998). "Long-term care insurance in a two-generation model." Journal of Risk and Insurance 65(1): 13-32.

Public financing of old-age care:
The macroeconomic effects of different types of intervention[1]

1. Introduction

This paper studies economies with different systems of old-age care provision and compares their steady state outcomes. The main question that we ask is what would be the effect of recuperation of a fraction of the care financed by the state on inequality and aggregate savings.

We start by considering three possible benchmark systems: public provision financed through a general income tax, market provision, and public subsidies with the cost of care funded through a tax on bequest imposed only on those who have benefited from the subsidy. In all cases with public intervention, we assume a balanced government budget. Under this assumption, we find that aggregate income, consumption and property wealth are the same under the three systems. However, income inequality is greater under market provision than under the two forms of intervention, both of which imply the same degree of inequality in expected (ex ante) incomes although the fully-funded system implies lower inequality in actual incomes.

We next consider the introduction of a threshold level on bequests so that only those who have needed care and have property above a certain amount pay the bequest tax. In this case, aggregate wealth is lower than in the other three cases. The reason why wealth falls is that the middle class chooses to distort its property holdings in order not to pay taxes. There are three forces that affect inequality: the poor are better off because they do not pay taxes, the middle-class is worse off because they distort their behavior and reduce their bequest in order to avoid the tax, and the rich are worse off because they now pay higher taxes. The first and third effects tend to reduce inequality, while the second one has an ambiguous effect (reducing the gap between the middle-class and the poor but tending to increase that between the rich and the middle class). As a result the overall impact on inequality is ambiguous, although the poor are unambiguously better off.

The last case we consider is that of an economy with bequest recuperation and income taxation. Individuals with wealth over a certain threshold are subject to recuperation from their bequest if they have used old-age care provided by the state. All individuals pay a tax on wages

[1] This work has benefited from the excellent research assistantship of Silvia Tanga.

which is used to finance the rest of the cost of care. We find that there are several effects. The poor will have greater wealth because the wage tax is lower and hence their income larger. The rich are subject to two effects as there is both an income and a substitution effect on wealth, so that we cannot assess whether or not their wealth increases. It is likely that the income effect dominates (i.e. knowing they will pay a tax, the rich increase property wealth so as not to leave a reduced bequest). Lastly, the middle class will be constrained by the threshold and reduce their wealth holdings. The overall effect on aggregate wealth and income cannot be assessed analytically.

2. Set up and Assumptions

We consider an overlapping-generations model where individuals live for two periods. All decisions are taken in period one. The economy has a sequence of generations that may differ with respect to income, wages, savings, bequests and consumption. In the first period individuals earn wage w, receive bequest b_t and allocate income to lifetime consumption c_t and lifetime property wealth p_t. The total labour supply is equal to 1. Additionally in the first period, individuals have a dependent parent in need of old age care with probability π. The number of hours required by a dependent parent is D and the number of hours received by a parent is h, $h < 1$. We assume that individuals would experience infinite disutility if their parents received insufficient hours $h < D$. Given this, a positive utility function requires that the parent receives $h = D$ hours of care.

In our model we consider three different systems of provision for old age care: public provision which is fully state provided and funded through proportional income taxation (public), market provision, and state provision with the cost of care paid through a tax on bequest which individuals leave (public provision with bequest tax, PPBT). For market provision we consider both old age care which is bought in the market and old age care which is self provided, replacing the individual's hours of work in the market, at wage w, for old age care provided to parent.

We study the individuals decision for old age care provision and compare the outcomes of the three systems. All decisions are made in period one. In period two no decisions are made. Property wealth provides utility to the individual through two different channels. The individual gets utility from using property wealth during her lifetime and also from leaving her property

wealth as a bequest to the next generation. In the case of publicly provided and market provided care, regardless of whether parents are dependent or not, bequests are equal to lifetime property wealth, P. In the case of PPBT, in the case of no dependency, then bequests are again equal to lifetime property income. If old age care is required, on the other hand, we consider a tax that is proportional to lifetime property income. The resulting bequests are hence $b_{t+1} = p_t(1-\tau)$.

Individuals maximize their utility in period one with respect to lifetime consumption (c_t), lifetime property wealth (p_t) and a bequest which is left to children in period two (b_{t+1}), given their budget constraint. The utility function considered in this model is concave and increasing in c, p and b_{t+1} with a positive overall utility contingent on a sufficient amount of old age care received by a parent if dependent. It is assumed to take the form

$$U_t = \alpha \log c_t + \beta log p_t + \gamma log b_{t+1} \quad (1)$$

The utility parameters α, β and γ are assumed to sum to one (α+β+γ =1).

The population is normalized to one. Individuals may differ both in their wage, w, and in the bequest they receive. The latter is endogenous, while the wage is assumed to be exogenous and constant within a dynasty. We can understand this as the transmission of ability or human capital within a dynasty over time, which implies that high-wage parents have high-wage children and low-wage parents have low-wage children.

The budget constraint faced by the individual depends on the system of old age care provision. The three systems are presented below. Individuals prefer the system of old age care that provides them with the highest utility.

3. Different financing systems

3.1. Fully-funded state provided old-age care

In the case of fully state provided care the state pays for old age care through a proportional taxation (ρ) on income (y). The state budget constraint is given by:

$$sH = \rho Y \quad (2)$$

where s is the cost of one hour of old age care, H are aggregate hours of old age care required by society, i.e. H=πh, ρ is the tax rate and Y is aggregate income.

The individual's maximization problem

The individual maximizes utility in period one with respect to lifetime consumption (c_t), lifetime property wealth (p_t) and a bequest which is left to children in period two (b_{t+1}). They earn wages w and receive a bequest and pay a tax proportional to their income in period one. The budget constraint is given by:

$$c_t + p_t = w_t(1-\rho) \ + b_t$$

Solving for optimal consumption (c*) and property wealth (p*) by maximizing the utility function given the budget constraint we obtain

$$p_t^* = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha+\beta+\gamma}((1-\rho)w_t + b_t)$$

$$c_t^* = \frac{\alpha}{\alpha+\beta+\gamma}((1-\rho)w_t + b_t)$$

Since individuals leave their property wealth as bequest, optimal b_{t+1}^* is equal to p_t^*. In this economy, aggregate bequests are given by following equation:

$$B_{t+1} = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha+\beta+\gamma}((1-\rho)W_t + B_t)$$

where W is the aggregate wage bill. As is well know, models with homothetic preferences tend to imply that the aggregate behavior is independent of distribution and this is precisely what we observe.

We can now obtain the individual and aggregate steady state level of bequests, which are respectively,

$$p_s = b_s = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(1-\rho)w$$

$$P_s = B_s = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(1-\rho)W$$

From these expressions we can see that an increase in aggregate wages increases steady state bequests and that an increase in the tax rate ρ decreases aggregate bequests.

The government budget constraint and equilibrium allocations

We can now use the government budget constraint to substitute for the tax rate and obtain the equilibrium level of property wealth and bequests. We suppose that the government has a balanced budget each period, implying the following relationship

$$\rho W = s\pi h \ .$$

Substituting for the resulting tax rate, we get the equilibrium level of property wealth and the equilibrium tax rate,

$$p_s = b_s = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h)\frac{w}{W} \quad (3a)$$

$$P_s = B_s = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h) \quad (3b)$$

$$\rho = \frac{s\pi h}{W} \quad (3c)$$

Lastly, note that we can write the steady state income of an individual as

$$y_s = \frac{1}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right)w \quad (4a)$$

and indirect utility as

$$\begin{aligned} U_s &= \alpha log\alpha + (\beta+\gamma)log(\beta+\gamma) + logy_s \\ &= (\beta+\gamma)log(\beta+\gamma) - (1-\alpha)log\alpha + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) \end{aligned}$$

Defining $a_1 = (\beta+\gamma)log(\beta+\gamma) - (1-\alpha)log\alpha$, we have

$$\begin{aligned} U_s &= a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) \quad (4b) \\ &= a_1 + logw + log(1-\rho) \end{aligned}$$

3.2. Market provision

Again, the individual maximizes utility in period one with respect to lifetime consumption (c_t), lifetime property wealth (p_t) and a bequest which is left to children in period two (b_{t+1}). In the case of market provision individuals provide old age care by either buying old age care in the market or through self provision by substituting work in the labour market with hours spent aiding the dependent parent. The individuals' budget constraint depends on whether the individual has a dependent parent or not. With probability π the individual has a dependent parent and faces a budget constraint of

$$w_t + b_t = \begin{cases} c_t + p_t + sh_t & \text{if care is bought} \\ c_t + p_t + wh_t & \text{if care is self-provided} \end{cases}$$

With probability 1 – π, there is no dependent parent and hence the budget constraint is simply $w_t + b_t = c_t + p_t$. Note that there is no uncertainty since, at the time of decisions, young individuals know the health state of their parent.

We can obtain the optimal consumption and wealth. For an agent with a depend parent that buys care in the market they are

$$c_t^* = \alpha(w_t + b_t - sh)$$
$$b_{t+1}^* = p_t^* = (\beta + \gamma)(w_t + b_t - sh)$$

The expressions for c_t^*, p_t^* and b_{t+1}^* are the same in the case of self provided care however the cost of care would be given by wh instead of sh. Since the individual pays for old age care out of income, the bequest which he will leave will be equal to lifetime property wealth. For those with no dependent parent, we have

$$c_t^* = \alpha(w_t + b_t)$$
$$b_{t+1}^* = p_t^* = (\beta + \gamma)(w_t + b_t)$$

On aggregate, the probability of a dependent parent becomes the population proportion of individuals who incur cost *sh* of old-age care. The aggregate level of bequests can be written as

$$B_{t+1} = (\beta + \gamma)(W_t + B_t - s\pi h)$$

It is then possible to show that the steady state expected individual wealth and aggregate wealth are

$$p_m = b_m = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(w - s\pi h) \quad (5a)$$

$$P_m = B_m = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h) \quad (5b)$$

The steady state level of bequests increases with aggregate wages and is inversely related to the probability of dependency, the cost of care and aggregate hours needed.

Lastly, note that we can write the steady state expected income of an individual as

$$y_m = \frac{1}{\alpha}(w - s\pi h) \quad (6a)$$

and indirect utility as

$$U_m = a_1 + logw + \pi log\left(1 - (\alpha + (\beta + \gamma)\pi)\frac{sh}{w}\right) + (1 - \pi)log\left(1 - (\beta + \gamma)\pi\frac{sh}{w}\right) \quad (6b)$$

3.3. State provision with cost recovered from bequests

The final system of old age care provision is PPBT. In the system of PPBT, the state pays for old age care and the cost is recovered by taxing the bequests of those who have received care. As a result, young individuals –who do not know whether or not they will be dependent - face uncertainty about the bequest that they will be able to leave to their children.

Individuals again receive income from wages and bequests which they allocate to consumption and property wealth. The utility function includes consumption, property wealth,

bequests and care of wellbeing of dependent parents. In this case, the utility function includes uncertainty in the level of bequests left to the following generation. The maximization problem in this case is given by

$$Max\ EU_t = \alpha \log c_t + \beta log p_t + \pi\gamma \log\big(p_t(1-\tau)\big) + (1-\pi)\gamma \log p_t$$

$$\text{s.t.} \qquad c_t + p_t = w_t + b_t$$

The optimal consumption and wealth are given by

$$c_t^* = \alpha(w_t + b_t)$$

$$p_t^* = (\beta + \gamma)(w_t + b_t)$$

In the case that parents are not dependent parent, with probability 1-π, we have that $b_{t+1}^* = p_t^*$, while in the case of dependency, the cost of care is recuperated by a tax on bequest so $b_{t+1}^* = p_t^*(1-\tau)$. Aggregating bequests across the population gives the expression for expected bequests:

$$B_{b,t+1}^* = \pi\big((\beta+\gamma)(1-\tau)(W_t + B_t)\big) + (1-\pi)\big((\beta+\gamma)(W_t + B_t)\big)$$

$$= (\beta+\gamma)(1-\pi\tau)(W_t + B_t)$$

$$=(1-\pi\tau)P_t$$

The steady state level of bequests is now

$$B_b^* = (1-\pi\tau)P_b^* = (1-\tau\pi)\frac{(\beta+\gamma)W}{\alpha + \tau\pi(\beta+\gamma)}$$

With a balanced budget, the government budget constraint is

$$\tau\pi P_b^* = s\pi h$$

which together with the previous equation implies

$$p_b = \tfrac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h)\tfrac{w}{W} \qquad (7a)$$

$$P_b = \tfrac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h) \qquad (7b)$$

$$\tau = \tfrac{sh}{P_b^*} = \tfrac{\alpha}{(\beta+\gamma)}\tfrac{sh}{W - s\pi h} \qquad (7c)$$

$$b_b = \tfrac{1}{\alpha}((\beta+\gamma)W - s\pi h)\tfrac{w}{W} \qquad (7d)$$

$$B_b = (1-\tau\pi)P_b = P_b - s\pi h = \tfrac{1}{\alpha}((\beta+\gamma)W - s\pi h) \qquad (7e)$$

Comparing steady state bequests and steady state property wealth we can see that the two expressions vary only by (1-$\pi\tau$), with steady state bequests unambiguously lower than steady state property wealth due to taxation.

Expected steady state income is given by

$$y_b = \frac{1}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right)w \tag{8a}$$

And utility is

$$\begin{aligned} U_b &= \alpha \log c_t + (\beta + \gamma) log p_t + \pi\gamma \log(1-\tau) \qquad (8b)\\ &= a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) + \pi\gamma \log(1-\tau) \\ &= a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) + \pi\gamma \log \frac{1}{W - s\pi h}\left(W - sh\left(\frac{\alpha}{(\beta+\gamma)} + \pi\right)\right) \end{aligned}$$

3.4. Comparing the three systems

We can now compare the three systems in terms of aggregate outcomes and individual preferences. Aggregate income, consumption and property wealth are the same under the three systems, namely

$$Y_s = Y_m = Y_b = \frac{1}{\alpha}(W - s\pi h)$$

$$C_s = C_m = C_b = \frac{\alpha}{\alpha}(W - s\pi h)$$

$$P_s = P_m = P_b = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}(W - s\pi h)$$

This implies that the three systems have no aggregate effects. In all systems, old age care is financed out of total income, resulting in an income effect that is equivalent on aggregate. However, the three systems yield different individual utility levels. There are two reasons for this. One is the fact that because of the uncertainty associated with old-age dependency, the provision of insurance built into the public-provision system increases utility. The other is the fact that public subsidies entail redistribution since the rich pay higher taxes that the poor, but both groups receive (on average) the same amount of subsidy.[2]

[2] Note that redistribution would be even greater if the poor had a greater probability of needing care, a situation that we tend to find in most countries.

We can now consider which system provides a particular individual with higher utility. We have obtained that expected utilities under each of the three scenarios are

$$U_s = a_1 + logw + log(1-\rho) = a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right)$$

$$U_m = a_1 + logw + \pi log\left(1 - (\alpha + (\beta+\gamma)\pi)\frac{sh}{w}\right) + (1-\pi)log\left(1 - (\beta+\gamma)\frac{s\pi h}{w}\right)$$

$$U_b = a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) + \pi\gamma \log(1-\tau)$$

$$= a_1 + logw + log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) + \pi\gamma \log\frac{W}{W - s\pi h}\left(1 - \frac{sh}{W}\left(\frac{\alpha}{(\beta+\gamma)} + \pi\right)\right)$$

The first thing to note is that $U_s > U_b$ since $\pi\gamma \log(1-\tau) < 0$. That is, all individuals prefer the subsidy system to PPBT irrespective of their income. The reason for this is that the fully-funded system provides insurance while the system with recuperation does not. In the former, the cost of old-age care is borne by the entire population, while in the latter only those who are dependent (or rather their children) bear the cost.

Compare now U_s and U_m. Two things have to be noted. First, for the individual with average wage (i.e. w=W since we have normalized the population to 1), expected income is the same under both systems and is given by $(W - s\pi h)$. However, with market provision income is uncertain, since the agent's parent may or may not be dependent, implying that with probability π he gets $(W - (\alpha + (\beta+\gamma)\pi)sh)$ and with the complementary probability he gets $(W - (\beta+\gamma)\pi sh)$. The concavity of utility then implies that the average individual prefers the subsidized system to the market system. Second, public financing implies redistribution from the poor to the rich, as both have the same (expected) cost of old age but the proportional wage tax implies that the rich pay more into the system. The redistribution effect implies that all those with below-average wages pay taxes below the expected cost of care and those with above average wages pay more than the expected cost.

This implies that there exists a wage w_a defined by

$$log\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right) = \pi log\left(1 - (\alpha + (\beta+\gamma)\pi)\frac{sh}{w_a}\right) + (1-\pi)log\left(1 - (\beta+\gamma)\frac{s\pi h}{w_a}\right) \quad (9)$$

such that at this wage $U_s(w_a) = U_m(w_a)$. Clearly w_a will be greater than the average wage, since for the average individual the redistribution system is neutral while the insurance system

makes him prefer public financing. All those with wages above w_a will prefer market provision, and all those with wages below this will prefer public financing.

Lastly we can compare U_b and U_m. There exists a wage w_b defined by

$$log\left(1-\frac{s\pi h}{W}\right)+\pi\gamma\log\frac{W}{W-s\pi h}\left(1-\frac{sh}{W}\left(\frac{\alpha}{(\beta+\gamma)}+\pi\right)\right)=\pi log\left(1-(\alpha+(\beta+\gamma)\pi)\frac{sh}{w_b}\right)+$$

$$(1-\pi)log\left(1-(\beta+\gamma)\frac{s\pi h}{w_b}\right) \qquad (10)$$

such that at this wage $U_b(w_b)=U_m(w_b)$. All those with wages above w_b will prefer market provision, and all those with wages below this will prefer public financing with recuperation. Comparing equations (9) and (10) we can see that $w_b > w_a$. Note that now both systems (market provision and bequest recuperation) do not provide insurance, since only those with a dependent parent contribute to the financing of old-age care. However, the recuperation system generates redistribution and hence will be preferred by poor agents, while market provision will be preferred by rich agents.

We hence have that those with wages below w_a prefer the public system, then the recuperation system, and lastly market provision; those with wages between w_a and w_b prefer public provision to the market but the market to recuperation; those with wages above w_b prefer the market and derive least utility from recuperation. Note that if the state proposes to use public provision rather than the market a greater fraction of the population will support it (those with wages above w_a) than if it proposes recuperation rather than the market (only those with wages above w_b will support it).

Lastly, we consider the effect on inequality. Recall that individual expected income is given by

$$Y_s = Y_b = \frac{1}{\alpha}\left(1-\frac{s\pi h}{W}\right)w$$

$$Y_m = \frac{1}{\alpha}(w-s\pi h)$$

Clearly, any measure of dispersion (eg the standard deviation of income or the Gini coefficient) will imply that income inequality is greater under market provision than under the two forms of intervention, both of which imply the same degree of inequality in expected incomes. Note, however, that with the bequest tax inequality in actual incomes will be greater than in the fully-funded system since, when there is bequest taxation, two young agents with the same wage and

with parents holding the same property wealth can have different incomes depending on whether or not their parent needed old-age care.

4. Introducing a threshold level of property wealth

4.1 A bequest threshold

Suppose now that the government taxes bequests only if the individual received old age care and the bequest is above a certain level. If a threshold level of property wealth is introduced in the case of PPBT, individuals with property wealth below or equal to the threshold receive old age care from the state, but do not have to pay the bequest tax. The threshold level of property wealth in the case of PPBT will influence individual's consumption and saving decisions, with some individuals deviating from their optimal values c_t*, p_t* and b_{t+1}*. There will be a group of individuals, which we will call middle income individuals, who will gain a higher utility from limiting their property income to the threshold level and be exempt from paying the tax. In steady state, a threshold level of property wealth will affect the aggregate level of property wealth, consumption and bequests.

Comparing of the utility of an individual choosing a property wealth equal to or below the threshold to the utility of an individual choosing optimal values of consumption and savings enables us to gain further insights. The comparison can be captured in terms of the ratio of threshold property wealth to total income. Individuals will limit their property wealth to the threshold level, p^T, if and only if the following inequality holds

$$\alpha^{\alpha}(\beta+\gamma)^{\beta+\gamma}(1-\tau)^{\gamma\pi} \leq \left(1-\frac{p^T}{y}\right)^{\alpha}\left(\frac{p^T}{y}\right)^{\beta+\gamma} \qquad (11)$$

Assuming that individuals face a fixed tax rate τ, income enters the right-hand side of the inequality both positively and negatively. It is possible to show that the right-hand-side of equation (11) is decreasing in income if and only if $(\beta+\gamma)y > p^T$.

Let us divide the population into three groups, such that all those with wage below $\underline{w}$ have an optimal bequest less than p^T, those with wages above w_2 leave an optimal bequest greater than p^T, and those with wages in between choose to constraint their bequest to p^T. Let $\kappa_1, \kappa_2, and\ \kappa_3$ denote, respectively the fractions of the population that have wages below $\underline{w}$, in between $\underline{w}$ and $\overline{w}$ and above $\overline{w}$.

A proportion κ_1 of individuals will be exempt from paying a tax on bequests, but their income level will be so low their decision making will not be influenced by the threshold. They will maximize their utility function given their budget constraint

$$Max\ U_t = \alpha \log c_t + \beta log p_t + \gamma log b_{t+1}$$

$$\text{s.t.} \qquad c_t + p_t = w_t + b_t$$

These individuals will choose optimal values of consumption, property values and bequests

$$c_t^* = \alpha(w_t + b_t)$$

$$p_t^* = b_{t+1}^* = (\beta + \gamma)(w_t + b_t)$$

Since in the case of a threshold low income individuals do not pay taxes, their income is higher and therefore also their values of optimal consumption and property wealth and the bequest that they leave. In steady state, their bequests are given by $b_1^* = (\beta + \gamma)w/\alpha$. Hence the level of wages $\underline{w}$ is given by

$$\underline{w} = \frac{\alpha p^T}{\beta + \gamma}$$

A proportion κ_2 of individuals will gain a higher utility by limiting property wealth to the threshold level rather than choose the optimal values. In this case, the loss of utility from being at the threshold value p^T, instead of the optimal p*, is compensated by the income gained from the tax exemption. The threshold therefore skews these individual's allocation of property wealth towards consumption. These individuals will have property wealth and leave bequests of value $p^T < p^*$. Then the income of the richest agent in this group is given by $y = \bar{w} + p^T$. Using (11) we have that $\bar{w}$ is defined by

$$\alpha^\alpha(\beta + \gamma)^{\beta+\gamma}(1 - \tau)^{\gamma\pi} = (\bar{w})^\alpha (p^T)^{\beta+\gamma} \frac{1}{\bar{w} + p^T} \qquad (12)$$

where the tax rate is to be determined.

For individuals with wages greater than $\bar{w}$, a proportion κ_3 of the population, the threshold again will not influence their allocation decision. Their disutility from choosing p^T over p* would be too great and would not be sufficiently compensated by the tax exemption. However, despite that their allocation decision is not altered, high income individuals will have lower steady state level of bequests than in a case with no tax exemption. With a threshold value, less people are paying taxes to finance a fixed cost of old age care, so the tax rate must be higher. In other words, when the threshold is introduced, the tax rate must increase at least enough to cover the decrease in income due to the tax exemption of lower income individuals.

4.2. Threshold: Aggregate effects

The aggregate effect of a threshold level of property wealth is the sum of the effects on the three income groups, low income, w < $\underline{w}$, middle income, $\underline{w}$ < w < $\overline{w}$ and high income $\overline{w}$ < w. Let the average wages of individuals in each of those groups be given by $w_1, w_2, and\ w_3$, respectively, and let $P_{bT,1}, P_{bT,2}, P_{bT,3}$ refer to property in the case of PPBT with a threshold value for income groups 1,2 and 3, respectively.

In order to compute aggregate wealth, we need to obtain the steady state bequests. Note first that for the lower income group we have

$$P_{bT,1} = B_{bT,1} = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha} w_1 \kappa_1 \tag{13}$$

while for the middle income one

$$P_{bT,2} = B_{bT,2} = p^T \kappa_2 \tag{14}$$

Consider now rich individuals. Since these are the only ones that pay taxes, the government budget constraint is given by

$$\tau\pi P_{bT,3} = s\pi h \tag{15}$$

Using this expression to obtain the tax rate, we get the steady state property wealth and bequests for this group as well as the tax rate, which are given by

$$P_{bT,3} = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{\kappa_3 w_3}\right)\kappa_3 w_3 \tag{16a}$$

$$B_{bT,3} = (1-\tau\pi)P_{bT,3} = \frac{1}{\alpha}\left((\beta+\gamma) - \frac{s\pi h}{\kappa_3 w_3}\right)\kappa_3 w_3 \tag{16b}$$

$$\tau = \frac{\alpha}{\beta+\gamma}\frac{sh}{\kappa_3 w_3 - s\pi h} \tag{16c}$$

Note that although this group chooses their property wealth optimally, they hold less wealth than in the absence of a bequest threshold. The reason for this is that because now fewer individuals pay the tax, the required tax rate is higher, implying lower average bequests and lower wealth for the rich.

Lastly, note that if the middle class where allocating a fraction $(\beta+\gamma)$ of their income to property, they would also be paying taxes, and hence their steady state property wealth would be given by

$$P^*_{bT,2} = \frac{(\beta+\gamma)}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{\kappa_2 w_2 + \kappa_3 w_3}\right)\kappa_2 w_2$$

By our definition of the middle-class (those who distort their wealth accumulation decisions) we have that $P^*_{bT,2} > \kappa_2 p^T$ which in turn implies that

$$\frac{(\beta+\gamma)}{\alpha} w_2 > p^T \tag{17}$$

We can now consider aggregate property wealth, which is given by

$$P_{bT} = \frac{\beta + \gamma}{\alpha} w_1 \kappa_1 + \kappa_2 p^T + \frac{\beta + \gamma}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{\kappa_3 w_3}\right)\kappa_3 w_3$$

This can be expressed as

$$P_{bT} = \frac{\beta+\gamma}{\alpha}(W - s\pi h) - \kappa_2 \sigma \tag{18}$$

where

$$\sigma \equiv \left(\frac{\beta+\gamma}{\alpha} w_2 - p^T\right) > 0$$

This is lower than the aggregate property wealth obtained in the previous section under either of the three systems considered there and given by $P_s = P_m = P_b = (\beta + \gamma)(W - s\pi h)/\alpha$. There are two reasons why wealth is different from the other cases. First, the middle class chooses to distort its property holdings in order not to pay taxes. Second, for high income individuals, a threshold implies a higher tax rate as the fixed cost of care for the whole population is now recovered solely from the property wealth of individuals in the upper section of the income distribution. This decreases the income of the rich and results in a lower steady state level of property and bequests. Third, the income of the poor is now greater since they pay no tax nor care costs. Note that these last two effects cancel out, and the only difference is due to the change in bequest of the middle class, as measured by the distortion σ.

Similarly, we can obtain aggregate (average) income under the threshold system is

$$Y_{bT} = \frac{1}{\alpha}(W - s\pi h) - \kappa_2 \sigma \tag{19}$$

Again, this is lower than what we had obtained in the previous section.

4.3. The effect of a threshold on inequality

Looking at the income ratios for the three groups in society we can see that the overall effect on inequality is ambiguous since the effect on income of the middle income is group depends on the tradeoff between lower property wealth and the tax exemption.

Recall that under the subsidy system and the bequest tax examined in section 3, expected individual income for each level of wages is given by

$$y_s = y_b = \frac{1}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right)w$$

so that the gap between the (average) incomes of, say, an agent of group 1 and one of group 3 is

$$I_{s,13} = I_{b,13} \equiv y_3 - y_1 = \frac{1}{\alpha}\left(1 - \frac{s\pi h}{W}\right)(w_3 - w_1) \tag{20}$$

We can now compute a measure of inequality. Although there are different ones that we could use, we compute the Gini among the three wage groups defined in the previous subsection, and ignore income differences within each of these groups (which could be due to different wages or different incidence of dependency).

Consider first the Gini coefficient of wages, which is given by

$$Gini_{wages} = \frac{1}{2W}\sum_{i=1}^{3}\sum_{j=1}^{3}|w_i - w_j|\kappa_i\kappa_j$$

That is,

$$Gini_{wages} = \frac{1}{2W}\left(\kappa_1\kappa_2(w_2 - w_1) + \kappa_1\kappa_3(w_3 - w_1) + \kappa_3\kappa_2(w_3 - w_2)\right)$$

It is then possible to show that

$$Gini_s = Gini_b = Gini_{wages} \tag{21}$$

Next, let us consider inequality amongst the three groups in the case of recuperation. The income gaps are given by

$$I_{bT,12} \equiv y_2 - y_1 = \frac{1}{\alpha}(w_2 - w_1) - \sigma \tag{22a}$$

$$I_{bT,13} \equiv y_3 - y_1 = \frac{1}{\alpha}\left(w_3 - w_1 - \frac{s\pi h}{\kappa_3}\right) \tag{22b}$$

$$I_{bT,23} \equiv y_3 - y_2 = \frac{1}{\alpha}(w_3 - w_2) - \frac{1}{\alpha}\frac{s\pi h}{\kappa_3}\sigma \tag{22c}$$

There are three forces in operation: the poor are better off because they do not pay taxes, the middle-class is worse off because they distort their behavior and reduce their bequest in order to avoid the tax, and the rich are worse off because they now pay higher taxes. The first and third effects tend to reduce inequality, while the second one has an ambiguous effect (reducing the gap

between the middle-class and the poor but tending to increase that between the rich and the middle class). As a result the overall impact on inequality is ambiguous. The Gini coefficient is now given by

$$Gini_{bT} = \frac{W}{W - s\pi h - \alpha\rho\kappa_2}\left[Gini_{wages} - \frac{\alpha}{2W}\sigma\kappa_2(1-\kappa_2)\right] \qquad (23)$$

which may be larger or smaller than $Gini_s$. This will depend on wage gaps across groups, population proportions and the cost of care.

4.4. Considering public provision of old age care with cost recuperation from bequest tax proportional to the old age care provided by state to the parent

We conclude by examining imposing recuperation though a bequest tax which is equal to the cost of services provided by the state to the dependent parent, and is given by *T*, where $T = sh$. That is, individuals pay a fixed tax *T* on bequests with probability π, as long as their property is greater than p^T (where $p^T \geq T$. Additionally, all agents pay a wage tax, at rate ρ_r, which finances the rest of the cost of care.

The individual's problem is then to maximize

$$U = \alpha \log c_t + \beta \log p_t + \gamma\pi \log(p_t - T) + \gamma(1-\pi)\log p_t$$

subject to $$c_t + p_t = w(1-\rho_r) + b_t$$

The resulting optimal value of property wealth is given by quadratic expression.

$$p^*_{br,t} = (\beta+\gamma)((1-\rho_r)w + b_t) + \gamma\pi((1-\rho_r)w + b_t - p^*_{br,t})\frac{T}{p^*_{br,t} - T} \qquad (24)$$

The optimal quantity of property wealth depends on the ratio of the tax to the net property wealth. Re-writing p^b_t in terms of optimal property wealth under public provision, $p^*_{s,t} = (\beta+\gamma)((1-\rho)w + b_t)$, we have

$$p^*_{br,t} = p^*_{s,t} + \gamma\pi T\frac{y_{br,t} - p^*_{br,t}}{p^*_{br,t} - T}$$

with $y_{br,t} = (1-\rho_r)w + b_t$.

For the same income and taxes, property wealth $p^*_{br,t}$ is going to be bigger than $p^*_{s,t}$ since $y_{br,t} > p^*_{br,t}$ and $p^*_{br,t} > T$. The reason for this is that agents try to compensate the reduction in expected bequests due to the tax by increasing their property wealth. That is, there is an income

effect. As would be expected, $p^*_{br,t}$ is upward sloping with respect to wages, bequests and negatively related to the tax level and π.

Analytical solutions of this situation are impossible to obtain. From the previous model we know that there will be three effects. The poor will not pay the bequest tax (although they will pay the income tax). Their bequest will now be larger than with the public provision system since the tax required is now lower. That is

$$p^*_{br1,t} = (\beta + \gamma)((1 - \rho_r)w + b_t) > p^*_{s,t} = (\beta + \gamma)((1 - \rho)w + b_t)$$

with $p^*_{br,t} > p^*_{s,t} = (\beta + \gamma)((1 - \rho)w + b_t)$ as $\rho > \rho_r$.

For the middle class, the bequest constraint will bind. Hence

$$p_{br2,t} = p^T$$

and $p^T < p^*_{br2,t}$. This may be greater or smaller than in the absence or recuperation, as can be seen from (24). Lastly, for the rich $p^*_{br3,t}$, will be greater than in the absence of recupeartion due to the lower tax rate and the income effect.