

**Perte ou maintien du niveau de vie lors du veuvage :  
quels enseignements pour une réforme des pensions de réversion ?**

Carole Bonnet<sup>1</sup>, Jean-Michel Hourriez<sup>2</sup>  
(15 mars 2008)

*Version préliminaire – ne pas citer*

## **I. Introduction**

Face au vieillissement de la population, des réformes des système de retraite sont en cours dans de nombreux pays. Une composante de ces débats concerne les dispositifs de retraite tenant compte du fait familial, que ce soit la présence d'enfants ou celle d'un conjoint. Des changements démographiques importants sont intervenus durant les quatre dernières décennies, soulevant des interrogations sur ces dispositifs de droits familiaux et conjugaux, instaurés pour la plupart des décennies auparavant (Favreault, Steuerle, 2007, Iams, Sandell, 1998, Favreault, Sammartino, Steuerle, 2002). La pension de réversion, qui consiste à verser au conjoint survivant une fraction de la pension du conjoint décédé fait partie de ces dispositifs. Mis en œuvre dans les années 1945, dans un contexte de prédominance du modèle de l'homme « gagne-pain », elle était destinée à éviter une entrée dans la pauvreté des veuves suite au décès de leur mari. La participation croissante des femmes au marché du travail, le fort accroissement des taux de divorce et la réglementation européenne qui a conduit à étendre les réversions aux hommes sans conditions invitent à s'interroger sur l'adéquation de ce dispositif, qui représente aujourd'hui près de 14 % des dépenses de retraite totale. Le débat sur une évolution possible des pensions de réversion a été réouvert à l'occasion de la réforme des retraites de 2003. Un des objectifs était alors d'inclure d'autres types de revenus dans la condition de ressources. Le résultat aurait été de réduire les pensions de réversion pour un certain nombre de veuves. De vives critiques ont conduit à suspendre la réforme. De même, un certain nombre de voix s'élèvent régulièrement pour demander une hausse des taux de réversion.

Paradoxalement, très peu de travaux se sont intéressés aux dispositifs de réversion. On dispose en particulier de très peu d'informations sur la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint (à l'exception de Delbès et Gaymu, 2002) et la manière dont la réversion compense la perte de ressources. Cette information paraît cependant indispensable pour mener à bien une réflexion sur une éventuelle réforme de ce dispositif. On sait seulement qu'aujourd'hui les veuves en France ne représentent plus une population pauvre (COR,

---

<sup>1</sup> INED, 133 bd Davout, 75980 Paris cedex 20

Email : [carole.bonnet@ined.fr](mailto:carole.bonnet@ined.fr), INED,

<sup>2</sup> CREST-INSEE

Email : [hourriez@ensae.fr](mailto:hourriez@ensae.fr).

2007b), tout du moins lorsqu'on se limite aux veuves âgées de 65 ans et plus<sup>3</sup>. On peut aussi supposer que, pour les conjoints survivants ayant des droits propres ou un patrimoine importants, le revenu par unité de consommation pourrait être plus élevé durant le veuvage que pendant la période de retraite pendant laquelle ils auraient été mariés. Ceci concernerait les veufs dès aujourd'hui, et à l'avenir un nombre croissant de veuves, en raison de la montée de l'activité féminine au fil des générations.

Cet article a ainsi deux objectifs principaux. Le premier consiste à exposer un certain nombre de réflexions théoriques sur le concept de niveau de vie et la question du choix des échelles d'équivalence qui lui est associé (partie II), ainsi que sur le dispositif de pension de réversion et les cas dans lesquels les pensions de réversion assurent ou non le maintien du niveau de vie (partie III). Le deuxième objectif de l'article est de présenter des premiers résultats empiriques sur la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint, en s'appuyant sur les enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001 (partie IV).

## **II. Quel niveau de revenu devrait être assuré au conjoint survivant ?**

Lorsque l'un des conjoints d'un couple de retraités décède, le revenu du ménage du conjoint survivant est en principe inférieur au revenu du couple avant décès. D'une part, le total des pensions de retraite perçues par le ménage diminue suite au décès, puisque la pension de réversion versée au survivant représente, dans le système de retraite français, au plus 60% de la pension de droits directs du défunt. D'autre part, le patrimoine du défunt est en général partagé entre le conjoint survivant et les enfants, selon des règles variables, si bien que les revenus du patrimoine du ménage sont moins élevés après le décès qu'avant le décès.

Il se pose donc la question de savoir quelle perte de revenus peut être jugée comme acceptable.

### **A. Les objectifs de la pension de réversion**

La réversion est un dispositif marqué historiquement par la référence à un modèle de couple dans lequel l'homme, actif, est la source principale de revenu et la femme, au foyer, assure le travail domestique et l'éducation des enfants. Ainsi, à l'origine, le régime général conditionnait le bénéfice de la réversion à l'absence de droits propres, réservant ainsi la réversion à la femme totalement « à charge » de son conjoint. Cette condition dans le régime général a été assouplie par la suite, sous la forme de règles de limitation de cumul de pensions de droits directs et de pensions de réversion. Depuis 2003, les pensions de réversion du régime général sont versées sous une condition de ressources qui, en pratique, limite la somme de la pension de droits directs du survivant et de la pension de réversion du régime général. L'objectif visé par la réversion dans le régime général demeure donc de garantir une pension aux veuves n'ayant pas ou peu travaillé.

---

<sup>3</sup> La question de la pauvreté des jeunes veuves et veufs, en particulier en présence d'enfants à charge, est quant à elle préoccupante, même si elle ne relève pas nécessairement du système de retraite. Ainsi, le niveau de vie médian des veuves âgées de moins de 55 ans est inférieur de 20% à la moyenne de la population et leur taux de pauvreté est voisin de 25% (au seuil de 60%). Le même constat s'applique, dans une moindre mesure, aux jeunes veufs (COR, 2007b).

La condition de ressources n'a jamais existé ni dans les régimes complémentaires du secteur privé ni dans les régimes spéciaux du secteur public (fonction publique et autres). Un veuf ou une veuve bénéficie d'une réversion égale à 50% (pour les régimes spéciaux) ou 60% (pour les régimes complémentaires) de la pension du défunt, quelles que soient ses ressources propres (pensions de droits directs, revenus du patrimoine, revenus d'activité, etc.). La philosophie dans ces régimes est différente. La réversion est regardée comme une suite des droits du défunt, il s'agit d'un droit acquis en contrepartie des cotisations que le défunt avait versées. La réversion est considérée dans ces régimes comme un droit quasi-patrimonial<sup>4</sup>.

Ni la logique du régime général (garantir une pension aux veuves n'ayant pas ou peu travaillé) ni la logique patrimoniale des régimes spéciaux ou complémentaires ne correspond à un objectif en termes de niveau de vie. D'une part, aucune des deux logiques ne garantit le maintien du niveau de vie antérieur au décès. Comme nous le verrons dans la partie III, le conjoint survivant voit son niveau de vie baisser s'il n'a pas de droits propres, alors qu'il voit son niveau de vie augmenter s'il a des droits propres importants. D'autre part, aucune des deux logiques ne vise à lutter contre la pauvreté des veuves. On pourrait penser que l'introduction d'une condition de ressources dans le régime général correspond à un objectif de lutte contre la pauvreté des veuves, mais ce n'est pas le cas<sup>5</sup>.

L'objectif de lutte contre la pauvreté des veuves est rempli non pas par les dispositifs de réversion, mais par le minimum vieillesse, rebaptisé allocation de soutien aux personnes âgées depuis 2007 : l'ASPA garantit à toute personne de 65 ans et plus vivant seule un revenu minimum (hors logement<sup>6</sup>) de 643 € au 1<sup>er</sup> janvier 2008, ce qui assure un niveau de vie proche voire légèrement supérieur au seuil de pauvreté à 60% de la médiane, à condition de tenir compte des loyers imputés dans la mesure du niveau de vie<sup>7</sup>. Une personne de plus de 65 ans est donc en théorie protégée contre le risque de pauvreté, sauf si elle choisit de ne pas recourir au minimum vieillesse à cause de la récupération sur succession.

Bien que les dispositifs de réversion ne visent pas explicitement à garantir à chaque veuve le maintien du niveau de vie antérieur au décès, on peut juger souhaitable que les paramètres de calcul du montant des pensions de réversion – en particulier le taux de réversion – soient calibrés pour assurer à peu près en moyenne le maintien du niveau de vie. En effet, si les veuves avaient un niveau de vie inférieur aux couples, il apparaîtrait souhaitable de relever les pensions de réversion, dans un souci d'égalité. Inversement, si le niveau de vie après le décès s'avérait supérieur au niveau de vie antérieur, il apparaîtrait opportun de réduire les montants des réversions, dans le contexte actuel de problème de financement des retraites.

---

<sup>4</sup> En cas de divorce, les règles de la réversion, variables selon les régimes, ne s'inscrivent pas dans une logique purement patrimoniale. Dans une logique purement patrimoniale, où la réversion serait un droit acquis en contrepartie des cotisations versées durant le mariage, il serait logique que le montant de la réversion soit proportionnel à la durée du mariage, notamment en cas de divorce, et que la réversion soit un droit définitivement acquis après la dissolution du mariage, indépendamment des remariages ultérieurs du bénéficiaire de la réversion ou de son ex-conjoint divorcé.

<sup>5</sup> Une veuve n'ayant jamais travaillé et vivant seule perçoit en pratique l'intégralité de la réversion du régime général, même si le défunt avait une pension élevée ou si le patrimoine du couple était important. Le régime général est ainsi susceptible de verser des pensions de réversion à des veuves ayant un niveau de vie élevé. En revanche, le minimum de réversion du régime général (261 € en 2008), qui s'applique lorsque le défunt avait une petite pension, se situe bien en deçà du seuil de pauvreté.

<sup>6</sup> A ce revenu s'ajoute l'allocation logement pour les locataires, et le loyer fictif imputé pour les propriétaires de leur résidence principale.

<sup>7</sup> Voir le 5<sup>ème</sup> rapport du COR, fiche n°5.

A l'appui de la volonté de maintenir le niveau de vie du conjoint survivant, deux raisons majeures peuvent être avancées :

- la première renvoie à l'idée que la réversion est un dispositif qui soutient et promeut les couples mariés, en tant que lieu de solidarités familiales qui fait réaliser des économies à l'Etat, ou en tant que lieu dans lequel on élève les enfants (ou dans lequel on suppose qu'on souhaitait le faire en l'absence d'enfants<sup>8</sup>). Des choix d'activité ont pu ainsi être faits au sein du couple, et on souhaite qu'ils ne pénalisent pas en termes de niveau de vie le conjoint survivant. En effet, les femmes des générations âgées ont « investi » dans le mariage - à travers les activités domestiques - plutôt que dans leur activité professionnelle propre pour assurer leurs vieux jours, et il paraît juste qu'elles bénéficient en retour du même niveau de vie que leur mari durant leur vieillesse.

- la deuxième est de considérer que le système de retraite garantit un taux de remplacement du revenu d'activité, y compris dans le cas du décès du conjoint.

## **B. Le choix de l'échelle d'équivalence**

Dès lors que l'on se fixe pour objectif de maintenir le niveau de vie antérieur au décès, il se pose le problème du choix de l'échelle d'équivalence. Le conjoint survivant constitue un ménage d'une seule personne, qui a moins de besoins de consommation que le couple antérieur. Le maintien du niveau de vie correspond donc à une certaine perte de revenus. L'échelle d'équivalence définit le rapport entre les besoins du couple et les besoins de la personne seule. Elle définit donc implicitement l'importance de la perte de revenus acceptable suite au décès.

Si on adopte l'échelle standard Insee/Eurostat, qui considère qu'un couple sans enfant a besoin de consommer 1,5 fois plus qu'une personne seule pour atteindre un niveau de vie équivalent<sup>9</sup>, un(e) veuf(ve) conserve son niveau de vie antérieur au décès s'il(elle) perçoit 2/3 des revenus du couple antérieurs au décès. La perte de revenus acceptable représente donc 1/3 des revenus du couple.

Nous retenons par défaut l'échelle standard dans les parties III et IV qui suivent. Néanmoins, il faut garder à l'esprit que l'échelle d'équivalence standard est une convention adoptée internationalement par les statisticiens, et que d'autres conventions pourraient être adoptées. Par exemple, avant les années 90, les statisticiens utilisaient habituellement l'échelle d'Oxford, qui attribuait 0,7 u.c. (au lieu de 0,5) au deuxième adulte du ménage. Avec l'échelle d'Oxford, un(e) veuf(ve) conserve son niveau de vie antérieur au décès s'il(elle) perçoit 10/17 des revenus du couple antérieurs au décès. La perte de revenus acceptable représente donc 41% des revenus du couple. Une autre échelle utilisée couramment est  $m = \sqrt{N}$ , où N est la taille du ménage, de sorte que le maintien du niveau de vie correspond à une perte de revenus de 29%.

---

<sup>8</sup> Si la réversion permet de compenser un moindre investissement professionnel en raison de la présence d'enfants, on peut s'interroger sur le fait de l'accorder à des conjoints survivants n'ayant jamais eu d'enfants.

<sup>9</sup> Les besoins du premier adulte comptent pour 1 unité de consommation (u.c.), les autres adultes ou adolescents comptent pour 0,5 u.c., et les enfants de moins de 14 ans pour 0,3 u.c.

Au-delà de la sensibilité des résultats à la convention adoptée, une question plus fondamentale pour notre étude est celle de la pertinence d'une échelle d'équivalence globale pour le sujet qui nous intéresse, à savoir le veuvage. Une échelle d'équivalence globale reflète le rapport entre les besoins des couples et des personnes seules dans l'ensemble de la population. Elle pourrait ne pas être adaptée au cas particulier du veuvage, pour plusieurs raisons. La première est que les personnes âgées, qu'elles vivent seules ou en couple, ont des besoins et donc des structures de consommation spécifiques, à cause du vieillissement ou de l'absence d'activité professionnelle. La deuxième est qu'une échelle d'équivalence globale considère que les personnes seules vivent dans un logement plus petit que les couples ; or les personnes veuves tendent à conserver le logement qu'elles occupaient avant le décès, de sorte que les dépenses liées à l'occupation du logement ne diminuent pas suite au décès du conjoint. La troisième est qu'une personne âgée souffrant de handicap ou de dépendance perd l'assistance de son conjoint lorsque celui-ci décède, si bien qu'elle est davantage susceptible de recourir à des services marchands.

L'analyse qui suit fournit un éclairage sur les deux premiers points, En revanche nous n'avons pas réuni à ce stade d'éléments statistiques sur la troisième question<sup>10</sup>. Notre appréciation du niveau de vie n'est donc valable que pour les personnes valides.

### 1. Structure de la consommation et échelle d'équivalence

Une échelle d'équivalence évalue l'importance des économies d'échelle que les membres d'un couple réalisent en partageant des dépenses communes. Parmi les biens consommés par les ménages, on peut opposer les biens individuels et les biens publics<sup>11</sup>. Un bien individuel n'est utilisé que par une seule personne du ménage : vêtements, médicaments, places de cinéma... Au contraire, un bien public est utilisé par tous les membres du ménage : salle de bain, télévision... Il peut donc être partagé et conduire à des économies d'échelles. Plus les biens publics représentent une part importante de la consommation des ménages, plus les économies d'échelle sont importantes, et plus la valeur de l'échelle d'équivalence (ratio entre les besoins d'un couple et ceux d'une personne seule) est faible. Ainsi, on a pu justifier l'abandon de l'échelle d'Oxford (couple = 1,7 u.c.) au profit de l'échelle standard actuelle (couple = 1,5 u.c.), dans les années 90, par l'importance croissante des dépenses de logement dans la consommation des ménages.

Or la structure de la consommation des personnes âgées diffère de celle du reste de la population : les dépenses des personnes âgées sont moins tournées vers l'extérieur (peu de dépenses de transports, de loisirs, de vacances, d'habillement...) et plus centrées sur la vie domestique et la santé (électricité et chauffage, soins médicaux, services domestiques...). Si les biens publics représentaient une part plus importante de la consommation des personnes âgées, alors une échelle d'équivalence adaptée aux besoins des personnes âgées serait plus plate que l'échelle standard.

Pour évaluer l'importance des biens publics, une méthode consiste à se référer au modèle de Prais-Houthakker. Le modèle de Prais-Houthakker suppose qu'il existe une échelle d'équivalence spécifique  $m_k[N]$  pour chaque bien de consommation, reflétant l'augmentation des dépenses du bien considéré  $k$  en fonction de la taille du ménage  $N$ , à niveau de vie fixé.

---

<sup>10</sup> Il faudrait, pour cela, exploiter par exemple les enquêtes Budget de famille (INSEE).

<sup>11</sup> Le terme de bien public est employé par analogie avec l'économie publique. Mais ici, il s'agit de biens publics à l'intérieur du ménage.

En effet, la plupart des consommations sont intermédiaires entre le bien individuel et le bien public. L'automobile, par exemple, est tantôt un bien privatif, tantôt un équipement servant à toute la famille. Selon leur usage, les différentes consommations peuvent s'ordonner sur un axe allant du bien public pur  $m_k[N]=1$  au bien individuel pur  $m_k[N]=N$ . Le modèle permet de calculer l'échelle d'équivalence globale  $m[N]$ , qui exprime comment varie la consommation totale du ménage en fonction de sa taille à niveau de vie fixé, comme une combinaison linéaire des échelles spécifiques pondérées par la structure de la consommation.

Un modèle de Prais-Houthakker a été estimé par Hourriez et Olier (1997) à partir des données des enquêtes Budget de famille 1984, 1989 et 1994. Dans cette étude, les échelles ont été spécifiées sous la forme  $m_k[N]=N^{\alpha_k}$  et  $m[N]=N^\alpha$ . Le paramètre  $\alpha$  de l'échelle globale s'obtient alors en calculant la moyenne des paramètres  $\alpha_k$ , pondérée par la moyenne des parts budgétaires  $\omega_k$  de chaque bien de consommation :

$$\sum_{k=1}^K \omega_k \cdot \alpha_k = \alpha \quad (I)$$

Le tableau 1 indique les valeurs estimées pour les échelles spécifiques à partir des trois enquêtes Budget de famille 1984, 1989 et 1994. Les valeurs sont assez stables d'une enquête à l'autre et confirment des résultats intuitifs. Parmi les huit grandes fonctions de consommation, l'habillement apparaît comme un bien parfaitement individuel<sup>12</sup>. Les paramètres  $\alpha_k$  associés aux autres fonctions s'échelonnent entre 0,4 et 0,9. La fonction qui permet le plus d'économies d'échelle est le logement. A niveau de vie égal, un couple dépense 1,33 fois plus pour l'occupation et le chauffage de son logement qu'une personne seule. Avec un coefficient de 0,6 environ, la fonction «transports-télécommunications», constituée pour l'essentiel de l'automobile, figure également parmi les dépenses engendrant le plus d'économies d'échelle. Il en est de même pour l'équipement du logement (meubles, électroménager, articles ménagers, services domestiques). À l'opposé, la consommation de loisirs semble quasiment individuelle (coefficient de 0,9), comme celle de biens et services divers (restaurants, coiffeurs, services financiers, bijouterie, etc.). L'alimentation est également une consommation plutôt individuelle, mais elle autorise davantage d'économies d'échelle par l'achat de produits alimentaires en plus grande quantité par les familles nombreuses (coefficient de 0,7).

**Tableau 1 - modèle de Prais-Houthakker - Valeur des paramètres  $\alpha_k$**

	1984	1989	1994	Moyenne 3 enquêtes
Alimentation	0,74	0,67	0,72	<b>0,71</b>
Habillement	1,03	0,95	0,99	<b>0,99</b>
Logement	0,46	0,38	0,39	<b>0,41</b>
Equipement du logement	0,60	0,55	0,71	<b>0,62</b>
Santé	0,56	0,40	0,80	<b>0,59</b>
Transports-Télécommunications	0,73	0,49	0,57	<b>0,60</b>
Loisirs	0,92	0,90	0,94	<b>0,92</b>
Biens et services divers	0,90	0,72	0,97	<b>0,86</b>

Source : Hourriez et Olier, 1997

<sup>12</sup> Ceci découle mécaniquement de l'hypothèse nécessaire à l'identification du modèle (Hourriez et Olier, 1997), qui consiste à postuler que les vêtements des adultes constituent un bien individuel.

Il est alors possible de calculer l'échelle d'équivalence adaptée à chaque structure de consommation, en appliquant la formule (I). Les personnes âgées réalisent plus d'économies d'échelle que les ménages plus jeunes, car le logement représente une part plus importante dans leur consommation<sup>13</sup> (voir tableau 2), étant donné qu'elles tendent à conserver un logement surdimensionné après le départ de leurs enfants. Cependant, le poids plus réduit des dépenses de transports (consommation plutôt collective), et le poids plus important des dépenses de santé (dépense individuelle) joue en sens contraire. Au total, l'échelle globale est estimée à  $N^{0,69}$  pour la structure de consommation des personnes âgées, contre  $N^{0,70}$  pour l'ensemble de la population. Les personnes âgées réalisent un peu plus d'économies d'échelle que les autres en vivant en couple, si bien qu'une échelle d'équivalence adaptée aux personnes âgées est un peu plus plate qu'une échelle d'équivalence générale. Toutefois l'écart est négligeable, et ne conduit pas à invalider le choix de l'échelle d'équivalence standard pour étudier le veuvage.

**Tableau 2 – Structure de la consommation des personnes âgées comparée à la population**

	Ensemble de la population	Ménages de 65 ans et plus
Alimentation	17,6	21,4
Habillement	7,7	5,0
Logement	15,7	17,6
Équipement du logement	7,1	8,0
Santé	3,5	5,1
Transports-Télécommunications	18,9	13,6
Loisirs	11,9	11,4
Biens et services divers	17,5	17,9
<b>Total</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>

Source : Insee, enquête budget de famille 2006

Notons que le logement (en fait les charges associées au logement, comme le chauffage) représente une part particulièrement importante des dépenses des veuves. D'une part le logement représente une part relativement importante de la consommation des plus âgés. D'autre part les biens publics comme le logement représentent une part plus importante dans le budget des personnes seules, tandis que les biens individuels pèsent plus lourd dans le budget des couples que celui des personnes seules. Une conséquence de ce poids important du logement dans le budget des veuves est que celles-ci peuvent se sentir plus contraintes budgétairement que les autres catégories de ménages, surtout dans le contexte actuel d'augmentation des prix de l'énergie. En effet, les dépenses d'habitation reviennent régulièrement et sont difficilement compressibles. Ceci pourrait expliquer les difficultés financières ressenties par certaines veuves. Mais la notion de contrainte budgétaire ne se confond pas avec la notion de niveau de vie<sup>14</sup>.

<sup>13</sup> Les dépenses de loyers sont relativement faibles puisque les personnes âgées sont plus souvent propriétaires, mais le poste « énergie pour le logement » est particulièrement lourd.

<sup>14</sup> Par exemple, un ménage qui s'endette lourdement pour acheter un logement spacieux ou une voiture de luxe est très contraint budgétairement, mais son niveau de vie est très élevé.

## 2. Déménagement suite au veuvage et échelle d'équivalence

L'échelle d'équivalence spécifique au logement (besoins de logement d'un couple représentant 1,33 fois ceux d'une personne seule) correspond au fait que les personnes seules habitent des logements un peu plus petits que les couples. Mais, pour que les dépenses de logement d'un ménage varient conformément à l'échelle spécifique (et que la dépense totale du ménage varie conformément à l'échelle globale) lorsque la taille du ménage se modifie, encore faut-il que le ménage change de logement à cette occasion. Dans le cas du veuvage, l'échelle d'équivalence standard ne convient donc que si la personne veuve déménage après le décès du conjoint pour occuper un logement plus petit. Or les personnes âgées sont moins mobiles que les autres, et il est rare qu'une veuve déménage : 13 % d'entre elles changent de logement dans les quatre ans suivant le décès du conjoint (Bonnet, Gobillon, Laferrère, 2007).

D'où l'intérêt de calculer une échelle d'équivalence adaptée à une veuve qui conserve son logement après le décès. Pour effectuer ce calcul, nous reprenons le modèle de Prais-Houthakker, et nous recalculons le paramètre  $\alpha$  au moyen de l'expression (I) en neutralisant l'échelle spécifique du logement ( $\alpha_k$  mis à zéro pour le logement). Avec la structure de la consommation des plus de 65 ans, l'échelle globale adaptée à l'absence de déménagement est ainsi estimée à  $N^{0,62}$ . Elle est donc sensiblement plus plate que l'échelle globale en cas de déménagement, estimée précédemment à  $N^{0,69}$ . Ainsi, par rapport à une personne veuve qui déménage après le décès, les besoins d'une veuve qui conserve son logement demeurent 1,05 fois plus élevés ( $2^{0,07}$ ). Si l'on se réfère à l'échelle standard, le maintien du niveau de vie en cas de déménagement correspond à une perte de revenus de 33%. Mais en l'absence de déménagement, le maintien du niveau de vie correspond à une perte de revenus  $1-(2/3) \times 1,05$ , à savoir 30% ; l'échelle standard n'est donc plus tout à fait adaptée, ce qu'il faudra garder à l'esprit lors de l'interprétation des résultats de la partie IV.

Notons que, au-delà du logement, le raisonnement précédent pourrait être étendu à d'autres biens de consommation. Lorsque la composition démographique d'un ménage se modifie, l'échelle d'équivalence ne reflète correctement l'évolution des besoins du ménage qu'une fois que le ménage a modifié son mode de vie pour optimiser sa consommation en fonction de sa taille. Par exemple, en matière de choix de modes de transports, une personne seule a plutôt intérêt à utiliser les transports en commun, tandis qu'un couple ou une famille ont davantage intérêt à choisir l'automobile ; une personne qui se retrouve seule après un divorce ou un veuvage devrait donc revendre son automobile et utiliser les transports en commun. Cette adaptation du mode de vie peut prendre un certain temps, particulièrement chez les personnes âgées dont le comportement de consommation est marqué par les habitudes. Par conséquent les veuves ne ressentent pas immédiatement une diminution des besoins de leur ménage après le décès.



### **III. Quelle variation du niveau de vie suite au décès du conjoint ? Quelques réflexions théoriques**

#### **A. Pension de réversion : législation actuelle**

Suite au décès de son conjoint, le survivant perçoit une fraction de la pension de retraite du conjoint décédé. La pension de réversion consiste ainsi à reverser au conjoint survivant une partie de la pension du décédé. Tous les régimes de retraite mettent en œuvre des systèmes de réversion, mais ils présentent de profondes disparités, que ce soit sur les logiques de la pension de réversion (partie II) ou sur les paramètres de calcul<sup>15</sup>. Ainsi, il existe, selon les régimes, une très grande variété tant des conditions d'ouverture du droit à la réversion (âge, ressources...), que des conditions de cumul de ces pensions avec un avantage personnel. On se limitera ici à donner les règles du régime général et des régimes alignés (concernant les salariés du secteur privé) et celles de la fonction publique.

- on trouve les conditions les plus restrictives dans le régime général et les régimes alignés qui fixent une condition de ressources pour l'obtention de la réversion. Le plafond de ressources est plutôt bas (environ 1,2 SMIC si la personne veuve vit seule), même s'il n'inclut ni les ressources provenant de la succession du conjoint, ni les réversions des régimes complémentaires. Le taux de la réversion est de 54 %. La loi de 2003 a supprimé dans ces régimes la règle de limitation de cumul avec un avantage personnel de retraite (la contrepartie étant que cet avantage est désormais pris en compte au titre de la condition de ressources). Les effets de règles plus restrictives dans les régimes de base des salariés du secteur privé sont en partie tempérés par l'existence dans les régimes complémentaires de conditions plus souples. Le taux de réversion est dans ces régimes de 60% et ces derniers n'appliquent ni conditions de ressources, ni conditions de cumul.

- dans les régimes du secteur public, la réversion est ouverte sans condition de ressources, à un taux de 50 % et sans règle de cumul avec un avantage personnel de retraite.

Pratiquement, tous les régimes fondent la pension de réversion sur le mariage. Avant la loi de 2003, dans beaucoup de régimes, le mariage devait avoir eu une durée minimale de deux ans, condition souvent supprimée lorsque des enfants en étaient issus. La loi de 2003 a supprimé cette règle dans le régime général et les régimes d'indépendants, mais cette disposition perdure dans la fonction publique et la plupart des régimes spéciaux.

#### **B. Quelques éléments théoriques**

##### **1. Taux de réversion et maintien du niveau de vie**

Afin d'identifier les principaux paramètres intervenant dans la variation du niveau de vie suite au décès du conjoint, nous nous plaçons dans le cas simple d'un couple marié de retraités qui vivent à deux avant le décès et dont les seules ressources sont leurs pensions de droits directs. Nous examinons les conséquences du décès sur le niveau de vie du survivant<sup>16</sup>, en supposant que celui-ci vit seul après le décès.

---

<sup>15</sup> Pour un panorama général des dispositions régissant l'octroi des pensions de réversion dans les différents régimes, voir COR (2007c).

<sup>16</sup> De plus, pour l'estimation des niveaux de vie, il n'est pas tenu compte ici des prestations sociales, ni de la fiscalité. Celle-ci est plus favorable pour les personnes veuves.

Notons respectivement  $P_D$  et  $P_S$ , la pension de droit direct du défunt et du survivant,  $N_1$  et  $N_2$ , les niveaux de vie du ménage avant et après veuvage,  $x$  le ratio ( $P_S / P_D$ ), *taux*, le taux de réversion et *uc* (pour unité de consommation) la part de revenu nécessaire pour maintenir le niveau de vie quand un deuxième adulte est présent dans le ménage.

Les niveaux de vie du ménage avant et après veuvage ont pour expression :

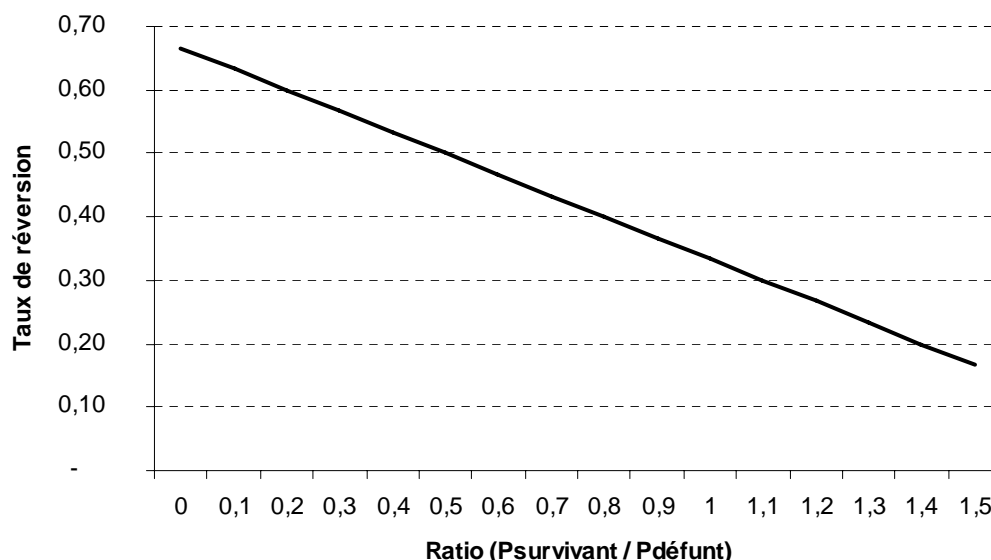
$$N_1 = \frac{(P_D + P_S)}{(1 + uc)} \quad \text{et} \quad N_2 = (taux \times P_D + P_S)$$

La variation de niveau de vie, soit ( $N_2/N_1$ ), est égale à  $(1 + uc) \times \frac{(x + taux)}{(x + 1)}$ . En supposant une échelle d'équivalence de 0,5 pour le deuxième adulte (partie II), le maintien du niveau de vie est assuré dès que  $\frac{P_S}{P_D} = 2 - (3 \times taux)$ .

Le taux de réversion qui maintiendrait le niveau de vie est égal à :  $taux = \frac{2}{3} - \left( \frac{1}{3} \times \frac{P_S}{P_D} \right)$

En particulier, pour une femme n'ayant pas acquis de droits propres, le maintien de son niveau de vie au décès du conjoint serait assuré par un taux de réversion de 2/3. Plus les droits directs du survivant sont réduits par rapport aux droits directs du défunt, plus le taux de réversion doit être élevé pour remplir l'objectif du maintien du niveau de vie (graphique 1). Pour la cas polaire d'un survivant qui percevrait une pension 2 fois supérieure à celle du décédé, le taux devrait être nul.

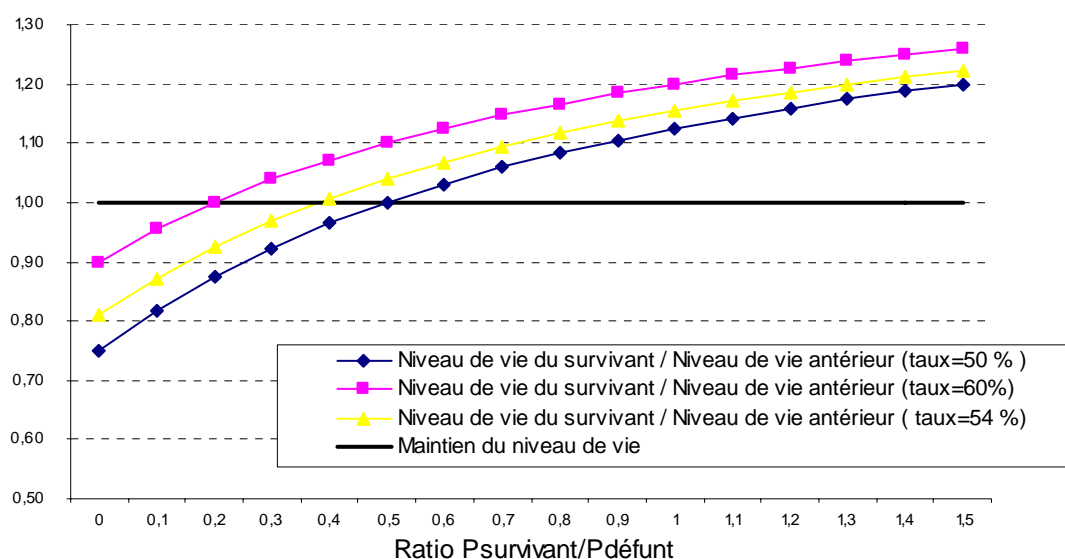
**Graphique 1 – Taux de réversion permettant le maintien du niveau de vie selon le ratio ( $P_{\text{survivant}}/P_{\text{défunt}}$ ), pas de conditions de ressources**



Note de lecture : si la pension du survivant représente 10 % de celle du défunt, il faudrait un taux de réversion de près de 63 % pour maintenir au survivant son niveau de vie antérieur. Lorsque sa pension représente la moitié de celle du défunt, le niveau de vie du survivant serait maintenu avec un taux de réversion de 50 %.

Si on suppose un taux de réversion de 50 % (taux en vigueur dans la Fonction Publique), le maintien du niveau de vie est assuré dès lors que la pension de droit direct du survivant est égale à la moitié de la pension de droit direct du décédé. Au-delà, c'est-à-dire si la pension du survivant est supérieure à la moitié de celle du décédé, la réversion conduit à aller au-delà du simple maintien du niveau de vie. Par exemple, si les deux conjoints percevaient la même pension de droit direct, le niveau de vie du survivant augmente de 12,5 % suite au décès du conjoint (graphique 2). *A contrario*, si le survivant ne dispose pas de droits propres, la baisse du niveau de vie est de 25 %.

**Graphique 2 – Ratio (Niveau de vie du survivant/ niveau de vie antérieur) selon le ratio (Ps/Pd) avant décès et le taux de réversion, pas de condition de ressources**



Un taux de réversion plus élevé, par exemple 60 % (taux en vigueur dans les régimes complémentaires), conduit à limiter davantage les baisses de niveaux de vie suite au décès du conjoint. Ainsi, le survivant sans droits propres connaît une diminution de niveau de vie de 10 % à la suite du décès de son conjoint et, dès que les niveaux de droit propre du survivant sont égaux à 20 % de ceux du défunt, le niveau de vie ne baisse pas à la suite du décès du conjoint (voir graphique 2). Les survivants ayant des droits directs élevés relativement à ceux du défunt voient leur niveau de vie augmenter lors du décès. Ce dernier cas est fréquent lorsque le survivant est le mari mais pendant longtemps, il a été limité par le fait que la réversion était réservée aux femmes ou en raison de modalités d'attribution différentes selon les sexes et plus restrictives pour les hommes.

## 2. Quels effets de la prise en compte du patrimoine ?

Les revenus du patrimoine constituent pour les personnes âgées une part importante de leurs ressources. Le raisonnement précédent doit donc inclure cette dimension, les conclusions sur la variation du niveau de vie pouvant être différentes. Inclure les revenus du patrimoine conduit cependant à devoir formuler au moins deux hypothèses : sur la part que représentent ces revenus dans les ressources totales du ménage et sur la fraction de ce patrimoine reçue par la veuve. Cette dernière question renvoie au régime matrimonial des anciens conjoints et au

nombre d'enfants dont peut dépendre la part héritée par la veuve. Selon les modalités de liquidation de la succession du défunt, le survivant conserve une part plus ou moins importante du patrimoine antérieur du couple et des revenus ou rentes qu'il engendre. Les assurances-vie ou assurances-décès peuvent contribuer à accroître le patrimoine ou les ressources du survivant. Au contraire, compte tenu de la condition de ressources, le patrimoine propre du survivant peut entraîner la perte partielle ou totale de la réversion du régime général. Le patrimoine peut donc, selon les cas, contribuer à accroître ou à diminuer le niveau de vie du survivant relativement au niveau de vie antérieur du couple. A ce stade, il est difficile d'apprécier le rôle joué par le patrimoine dans le maintien du niveau de vie des conjoints survivants.

### **3. Quel impact de la mise en œuvre d'une condition de ressources ?**

La condition de ressources rend l'analyse plus complexe (voir graphique 3), et on ne peut pas déterminer le taux de réversion qui assure en moyenne le maintien du niveau de vie sans effectuer une étude approfondie à base de cas-types ou de microsimulations.

L'existence d'une condition de ressources permet de limiter les éventuels gains de niveaux de vie à la suite du décès du conjoint. En effet, lorsque la somme de la pension de droit direct de la veuve et de la pension de réversion est supérieure au plafond de ressources, la pension de réversion servie est différentielle.

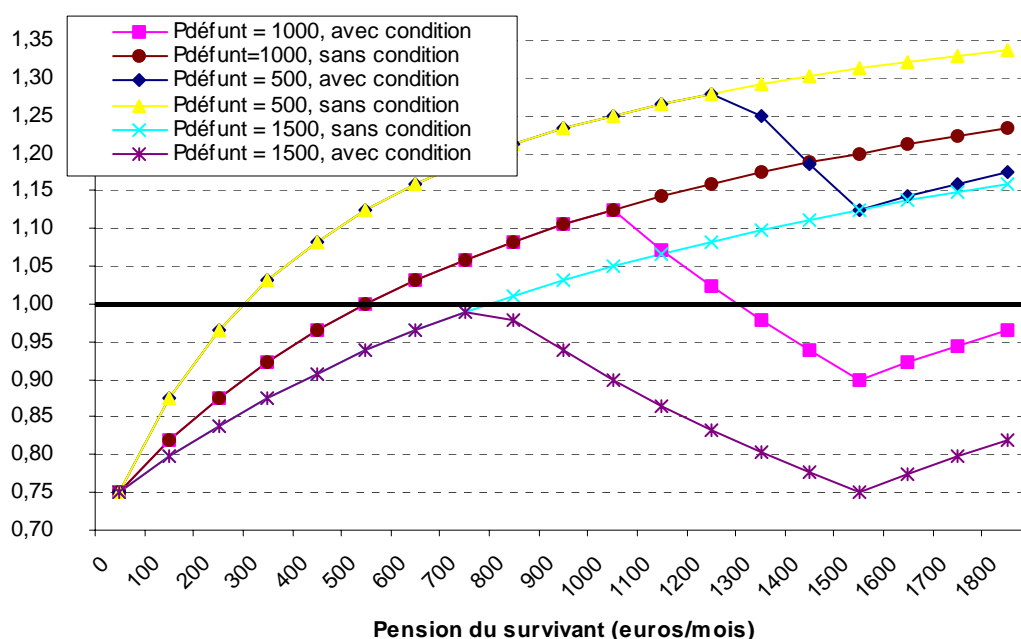
Plusieurs situations se présentent alors que l'on peut étudier à partir du graphique 3, qui représente un système de réversion avec un taux de 50 %, avec une condition de ressources.

- lorsque la pension de droit direct du survivant excède le plafond de la condition de ressources, la pension de réversion est nulle. Il faut alors que la pension du survivant représente une part importante des ressources du ménage avant le décès pour que le niveau de vie soit maintenu ;

- lorsque la pension de droit direct du survivant ajoutée à la pension de réversion excède le plafond de ressources, la pension de réversion est réduite d'autant, diminuant les gains éventuels de niveaux de vie, qu'on observerait si la condition de ressources n'existait pas ;

- lorsque la condition de ressources ne joue pas, on se retrouve dans le cas de la pension de réversion servie sans condition de ressources, détaillé au point précédent.

**Graphique 3 – Ratio (Niveau de vie du survivant/ niveau de vie antérieur) selon la pension du survivant, pour un régime théorique accordant un taux de réversion à 50 %, avec et sans condition de ressources**



Note de lecture : le point de retournement correspond à l'entrée en jeu de la condition de ressources.

Note : On suppose dans ce graphique, à des fins de simplification des calculs, un plafond de ressources égal à 1 500 euros.

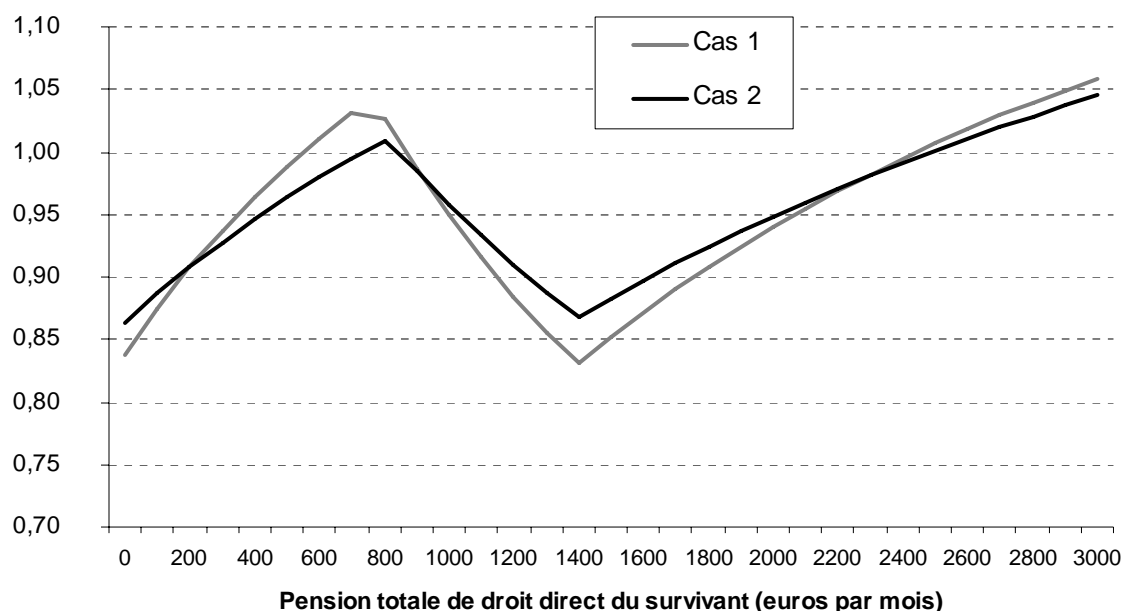
Actuellement, le régime général est le seul régime à appliquer une condition de ressources. Cependant, utiliser le cas simplifié ci-dessus avec les paramètres du régime général pour évaluer la variation du niveau de vie suite au décès d'un conjoint salarié du secteur privé n'est pas correct. En effet, deux éléments viennent complexifier le raisonnement :

- l'existence d'une pension de réversion minimum : celle du régime général ne peut être inférieure à un montant minimum, égal à 258,58 € mensuels ;
- l'existence des régimes complémentaires qui eux, ne comportent pas de condition de ressources. La pension de réversion issue d'un ex-salarié du privé comporte en effet deux éléments : une pension de réversion versée par le régime général, calculée avec un taux de 54 % et sous condition de ressources ; une pension de réversion versée par les régimes complémentaires calculée à un taux de 60 %. Le raisonnement devient sensiblement plus complexe et la construction de cas-type (voir ci-dessous) ou l'utilisation d'outils de microsimulation nécessaires pour évaluer la variation du niveau de vie suite au décès du conjoint.

A titre d'illustration, considérons la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint pour deux couples mariés en fonction du niveau de pension de droit direct du survivant. L'homme dans le premier couple est supposé être un non cadre pour lequel la pension ARRCO représente environ 30 % de la pension totale, égale à 1 700 €. Dans le deuxième cas, l'homme

est supposé être un ancien cadre, pour lequel la somme des pensions complémentaires représente 60 % de la pension totale, égale à 2 700 €<sup>17</sup> (voir graphique 4).

**Graphique 4 – Ratio (Niveau de vie du survivant/ niveau de vie antérieur), en fonction de la pension du survivant. Le défunt est un ancien salarié du secteur privé**



Note : les seules ressources considérées dans les calculs sont les pensions de retraite de droit direct (base et complémentaires). On a en particulier omis le patrimoine qui joue vraisemblablement un rôle important. Le cas 1 correspond à un profil de salarié non cadre, qui perçoit une pension de droit direct de 1700 € mensuels. Le cas 2 correspond à un profil de salarié cadre, qui perçoit une pension de droit direct de 2700 € mensuels.

#### IV. Quelle perte de niveau de vie observe-t-on lors du veuvage ?

Les cas-types présentés dans la partie III montrent que le veuvage peut tantôt se traduire par une perte de niveau de vie, tantôt par un gain. C'est pourquoi nous avons mené une étude empirique afin de déterminer si, sur un passé récent, les veuves voient ou non leur niveau de vie diminuer en moyenne lors du décès de leur mari.

##### A. Données utilisées

Une des difficultés pour étudier les conséquences économiques du veuvage réside dans la disponibilité des données. Il faut en effet disposer de données de panel permettant de suivre les individus, et de données sur les revenus suffisamment détaillées. Par ailleurs, le veuvage étant un événement « rare »<sup>18</sup>, il faut pouvoir disposer d'un échantillon de population

<sup>17</sup> Ces cas-types ont déjà été utilisés par le COR, dans le cadre des travaux pour le troisième rapport.

<sup>18</sup> D'après les Données de l'Etat Civil, le risque de perdre son conjoint s'élève pour les femmes (resp. pour les hommes) à 1,1 % (resp. 0,3 %) à 60 ans, à 2,8 % (resp. 0,8 %) à 70 ans et à 8 % (resp. 2 %) à 80 ans.

suffisamment grand. Il n'existe en France que peu de données de panel sur les revenus, à l'exception des données du panel européen (partie française de l'ECHP).

Le panel européen est en théorie la meilleure source pour étudier la variation du revenu lors du décès du conjoint, puisque cette source suit les individus année par année pendant 8 ans même s'ils déménagent, avec un questionnaire complet sur les revenus et les conditions de vie. Malheureusement le panel européen souffre de deux défauts. D'une part la taille de l'échantillon est limitée (le panel s'efforce de suivre un échantillon d'environ 11000 individus adultes répartis initialement dans 7000 ménages), de sorte que l'on enregistre peu de veuvages (257 cas de décès de l'homme ou de la femme parmi l'ensemble des couples en 8 ans, selon Ahn (2004)). D'autre part, la mesure des revenus de chaque ménage interrogé est affectée d'un bruit important. En effet, lorsqu'un enquêteur interroge un ménage sur ses ressources, de nombreuses erreurs aléatoires peuvent survenir : oubli ou au contraire double compte d'une source de revenus (potentiellement fréquent pour les retraités, qui perçoivent souvent des pensions provenant de plusieurs régimes de retraite); confusions (montants mensuels/trimestriels/annuels, euros/francs/anciens francs) ; erreur sur la définition du revenu (montants bruts/nets à payer/imposables) ; précision variable des sources d'information (les revenus peuvent être communiqués à l'enquêteur à partir d'un document tel qu'un relevé de retraite ou la déclaration fiscale, ou bien de mémoire avec des erreurs d'arrondi) ; information imparfaite au sein du ménage (lorsqu'un individu répond pour son conjoint). Ces erreurs de mesure aléatoire ne sont pas propres au panel européen, car elles concernent toutes les enquêtes par questionnement direct auprès des ménages<sup>19</sup>. Mais elles prennent une grande importance lorsque l'on exploite les données longitudinalement<sup>20</sup>. Une solution pour limiter leur impact serait de comparer la moyenne des revenus observés pendant au moyen trois années consécutives après le veuvage, à la moyenne des revenus observés trois années avant le veuvage. Mais alors l'échantillon de décès exploitables se réduirait considérablement : les revenus étant suivis pendant 8 années civiles de 1993 à 2001 inclus, seuls les décès intervenus en 1996 ou 1997 (environ 70 événements) se prêteraient à une mesure à peu près acceptable de la variation du niveau de vie lors du décès.

Nous nous sommes donc orientés vers une autre source : les enquêtes Revenus Fiscaux. Les enquêtes Revenus Fiscaux résultent depuis 1996 d'un appariement des fichiers de l'enquête Emploi de l'Insee avec les fichiers de la Direction Générale des Impôts (DGI) relatifs à l'impôt sur le revenu (i.e. correspondant aux déclarations 2042 à l'impôt sur le revenu) et à la taxe d'habitation. Il s'agit d'un appariement statistique, car les fichiers d'enquêtes et les fichiers de la DGI ne comportent pas d'identifiants communs et l'appariement sur le nom de famille n'a pas été autorisé par la CNIL<sup>21</sup> (INSEE, 2003).

---

<sup>19</sup> Ainsi Hagneré et Lefranc (2006), en se basant sur les enquêtes revenus Fiscaux, comparent les déclarations de salaires faites dans les enquêtes Emploi aux salaires reportés dans les déclarations fiscales. Ils en concluent que « si la qualité des déclarations de salaire en niveau se révèle particulièrement bonne (...), en revanche, les données en différence apparaissent nettement plus bruitées, ce qui semblerait induire des biais économétriques importants».

<sup>20</sup> Supposons que l'écart-type de l'erreur aléatoire représente environ 20% du revenu moyen mesuré. La variation du revenu du ménage entre deux années successives est donc mesuré avec une erreur dont l'écart-type est de  $20\% \times 1.41 = 28\%$  du revenu moyen (en supposant que les erreurs aléatoires sont indépendantes d'une année à l'autre). Comme la variation de niveau de vie que l'on cherche à appréhender excède rarement 10%, l'erreur de mesure est souvent plus importante que la variation que l'on cherche à mesurer.

<sup>21</sup> Il serait par ailleurs difficilement réalisable puisque les noms ne sont pas conservés dans les fichiers de l'enquête Emploi.

Concrètement, pour les revenus de 1996, l'appariement a été fait avec le tiers médian de l'enquête emploi de mars 1997 (dans l'enquête Emploi, les logements sont réinterrogés trois années de suite, le tiers médian correspond donc aux logements enquêtés pour la deuxième fois), soit environ 25 000 ménages. Pour les revenus de 1997, ont été appariés les tiers médian et sortant de l'enquête Emploi de mars 1998 (soit environ 50 000 ménages). L'enquête sur les revenus fiscaux 1998 et les enquêtes suivantes (jusqu'à Revenus fiscaux 2001) portent quant à elles sur l'ensemble de l'échantillon de l'enquête Emploi, soit 75 000 ménages.

Nous utilisons à ce stade les enquêtes Revenus Fiscaux 1996 à 2001. En effet, après 2002, l'enquête Emploi en continu remplace les traditionnelles enquêtes Emploi de mars. Les enquêtes Revenus fiscaux suivantes ont du être adaptées.

Les enquêtes Revenus Fiscaux présentent l'avantage important d'enregistrer des données administratives de revenus, a priori moins bruitées que les déclarations dans les enquêtes (Burkhauser, Holden, Myers, 1986). Les données fiscales peuvent être affectées de biais liés à la législation (omission d'éléments de revenus non imposables, tels que les majorations de montants pour 3 enfants, ou les pensions d'anciens combattants, etc.) ou à l'évasion fiscale, mais ces erreurs sont systématiques et ne perturbent pas trop l'exploitation en longitudinal, contrairement au bruit qui affecte les déclarations dans les enquêtes auprès des ménages. Par ailleurs, reposant sur les Enquêtes Emploi, l'échantillon est de taille importante. Enfin, elles comportent une description détaillée des différents types de revenu, même si les revenus du patrimoine financier sont sous-estimés (Legendre, 2004).

Parallèlement, un certain nombre de difficultés apparaissent lors de leur utilisation. Dans un certain nombre de cas, l'appariement entre l'enquête emploi et les fichiers fiscaux échoue parce qu'on ne retrouve pas la déclaration fiscale pour l'année  $n$  d'un individu présent à l'enquête Emploi de mars  $(n+1)$ . En moyenne, le taux d'échec d'appariement se situe entre 8 et 9 %, d'où des biais possibles. Ainsi le non appariement est un peu plus important pour les personnes veuves (en particulier les femmes). Ceci peut provenir du fait que certains individus âgés à faibles ressources ne remplissent pas toujours leur déclaration fiscale<sup>22</sup>. Non imposables, ne payant pas d'impôts et ne recevant pas de prestations logement ou famille, ces individus négligent de remplir leur déclaration. On aurait alors une légère sur-estimation du niveau de vie moyen des personnes âgées et en particulier des personnes veuves.

Par ailleurs, le panel de l'enquête Emploi, lié au fait que l'échantillon est renouvelé par tiers, est un panel de logements et non d'individus. Une seconde cause de « perte » d'individus résulte de leur déménagement éventuel pour un autre logement ordinaire ou pour une entrée en institution. On ne les retrouverait donc pas d'une enquête Emploi sur l'autre. A ce stade, les résultats qui suivent ne sont pas corrigés des éventuels biais pouvant être engendrés par le non suivi des individus. On peut cependant donner dès à présent une évaluation qualitative de cette attrition qui peut se révéler problématique si elle est liée au décès du conjoint et au niveau de vie. Le biais lié à la mobilité résidentielle résulterait d'un déménagement suite au décès du conjoint. S'il est vrai que devenir veuve accroît la mobilité résidentielle, le niveau de revenu n'a une légère influence que pour les plus âgées d'entre elles (Bonnet, Gobillon, Laferrère, 2007 et 2008).

---

<sup>22</sup> On ne dispose pas d'informations publiées sur cet aspect mais il semblerait qu'au global environ 2 % des ménages ne remplissent pas de déclaration de revenus, proportion qui a beaucoup diminué depuis quelques décennies.



## B. Un niveau de vie des veuves actuellement légèrement en-dessous de la moyenne

On observe aujourd'hui que, contrairement au passé, les veuves ne constituent plus en moyenne une population globalement défavorisée, bien que leur niveau de vie demeure légèrement en dessous de la moyenne (COR). Beaucoup moins nombreux, les veufs ont un niveau de vie un peu au-dessus de la moyenne. Ainsi, si l'on prend comme référence le niveau de vie médian des couples mariés de personnes âgées (65 ans ou plus), le niveau de vie médian des veuves âgées vivant seules est inférieur de 13%, tandis que celui des veufs vivant seuls est supérieur de 5 % (tableau 3). Il est bien évident, comme le souligne le COR, que ces résultats moyens masquent la diversité des situations et d'éventuelles situations de précarité<sup>23</sup>.

**Tableau 3 - Niveau de vie moyen et médian des plus de 65 ans, selon la situation matrimoniale**

Situation matrimoniale		niveau de vie moyen		niveau de vie médian	
		en €uc par an	en indice	en €uc par an	en indice
Femmes et hommes de plus de 65 ans, vivant en couple marié, sans enfant dans le ménage		15 848	(réf.) 100	13783	(réf.) 100
Femmes de plus de 65 ans, vivant seules	veuves	13 333	84	11 963	87
	divorcées	13 074	82	11 859	86
	célibataires	14 419	91	13 076	95
Hommes de plus de 65 ans, vivant seuls	veufs	17 226	109	14 530	105
	divorcés	15 820	100	13615	99
	célibataires	11 949	75	10 696	78

Source: Empilement des enquêtes Revenus fiscaux 1999 à 2001, Insee-DGI

Notes : individus dont le niveau de vie est positif. Le niveau de vie est calculé avec l'échelle d'équivalence retenue par l'INSEE.

NB : Le revenu est mesuré en euros 2000.

Dans la suite de l'article, on ne considère que les individus en couple marié sans enfant dans le ménage et les veufs vivant seuls, âgés de 65 ans et plus. Pour simplifier la lecture du texte, on les qualifiera respectivement de couples et de personnes veuves. Il est important de garder cette restriction à l'esprit, le veuvage pouvant se produire dans d'autres configurations familiales<sup>24</sup>.

<sup>23</sup> Le COR (2007b) souligne ainsi que le taux de pauvreté des veuves de plus de 75 ans vivant seules demeure ainsi un peu supérieur à la moyenne de la population : 6,3% contre 5,3% avec le seuil de pauvreté usuel (50% de la médiane), ou bien 14% contre 10% avec un seuil de pauvreté plus élevé (60% de la médiane), si l'on retient une mesure du revenu qui n'inclut pas les loyers imputés.

<sup>24</sup> La question du décès du conjoint dans un contexte dans lequel des enfants sont encore à charge est une problématique récurrente qui n'est pas traitée dans cet article.

Le niveau de vie des veufs est supérieur de 9 % en moyenne à celui des couples mariés. Celui des veuves est inférieur de 16 % en moyenne à celui des femmes mariées de 65 ans et plus. En contrôlant d'un certain nombre de variables sociodémographiques de la femme, tel l'âge, la catégorie socioprofessionnelle, celle du père<sup>25</sup> et le diplôme, l'écart entre le niveau de vie des veuves et celui des femmes mariées de mêmes caractéristiques est encore de 12,5 % (régression du log du niveau de vie par les MCO).

Deux raisons peuvent être avancées pour expliquer cet écart :

- la variation des ressources liées au décès du conjoint. Ce point nous intéresse plus particulièrement ici en raison de son lien avec la problématique de la pension de réversion.
- l'hétérogénéité inobservée, qui résulte notamment de la mortalité différentielle selon le niveau social. L'espérance de vie à 35 ans d'un cadre est supérieure de 6 ans à celle d'un ouvrier pour les hommes, mais de 2 ans seulement pour les femmes (Cambois et alii, 2008). Par conséquent, on s'attend à ce que les femmes des milieux ouvriers soient veuves plus tôt et plus longtemps que les femmes des milieux cadres. D'où une surreprésentation probable des femmes d'ouvriers parmi les veuves. Les veuves appartiendraient en moyenne à des milieux moins favorisés. Dans les données transversales, il s'agit d'une caractéristique inobservée, car nous ne connaissons pas la CS du mari des veuves. Cette question de la sélection des veuves liée à la mortalité différentielle est souvent évoquée dans la littérature (McGarry et Schoeni, 2005, Weir, Willis et Sevak, 2002 et 2003). Une autre cause probable de faiblesse du niveau de vie des veuves liée à de l'hétérogénéité inobservée est le veuvage précoce : les femmes âgées dont le mari était décédé alors qu'il était encore actif perçoivent des pensions de réversion plus faibles puisque calculées sur une carrière incomplète du mari. Là encore, il s'agit d'hétérogénéité observée dans les données transversales, puisque nous ne connaissons pas, pour les veuves, la date de décès du mari.

Par la suite, nous cherchons à déterminer si l'hétérogénéité inobservée pourrait suffire à expliquer l'écart constaté en coupe transversale entre le niveau de vie moyen des veuves et des couples âgés. Afin de mesurer la variation des ressources d'un couple marié de personnes âgées lors du décès du conjoint, nous proposons deux approches concurrentes. Une première approche, dite longitudinale, consiste à exploiter le panel de l'enquête Revenus fiscaux sur trois ans, pour comparer directement le revenu des ménages qui ont connu le veuvage avant et après décès. Une deuxième approche, dite en coupe, consiste à mesurer le biais de sélection en comparant, pour une même année, le revenu moyen des veuves (respectivement des couples) selon qu'ils aient connu ou non le décès du conjoint l'année précédente (resp. suivante).

### **C. Evaluation de la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint : en longitudinal**

Grâce au renouvellement par tiers de l'Enquête Emploi, il est possible de suivre les revenus des ménages pendant trois ans. Les données disponibles permettent de suivre sur trois ans les revenus de deux échantillons de 25 000 ménages, le premier étant suivi sur la période 1998-2000, le second sur la période 1999-2001<sup>26</sup>. Pour les couples mariés qui ont connu un décès

---

<sup>25</sup> On ne dispose pas pour les veuves de la CS du conjoint décédé. On suppose que la CS du père donne une information sur le milieu social dans lequel la femme évolue (*référence*).

<sup>26</sup> Pour les revenus de 1996, l'appariement avec les données fiscales a été fait sur le tiers médian de l'enquête emploi de mars 1997, soit environ 25 000 ménages. Pour les revenus de 1997, ont été appariés les tiers médian et

lors de l'année centrale, on va ainsi comparer les revenus du couple pour l'année civile qui précède l'année du décès aux revenus du conjoint survivant perçu l'année civile qui suit le veuvage. Disposer de trois ans permet de considérer les revenus de la personne veuve sur une année complète.

Il semble, même si la taille de l'échantillon incite à la prudence, que le niveau de vie des veuves suite au veuvage est inférieur de 3 % en moyenne à celui qui prévalait avant le veuvage. Pour les hommes veufs, le niveau de vie est en moyenne supérieur de 18 % suite au veuvage<sup>27</sup> (tableau 4). Les veufs disposent presque toujours d'un niveau de vie supérieur après le décès, tandis que les veuves sont 58 % à enregistrer une perte et 42 % un gain.

**Tableau 4 - Variation du revenu disponible et du niveau de vie avant et après veuvage**

	Variation	Homme	Femme
Revenu disponible <sub>(t+1)</sub> / Revenu disponible <sub>(t)</sub>	Q1	0,69	0,61
	Q2	0,79	0,65
	Q3	0,87	0,71
	Moyenne	0,77 (0,04)	0,65 (0,02)
Niveau de vie <sub>(t+1)</sub> / Niveau de vie <sub>(t)</sub>	Q1	1,04	0,92
	Q2	1,18	0,98
	Q3	1,31	1,06
	Moyenne	1,17 (0,05)	0,97 (0,03)
Nombre d'observations		45	102

Source : tiers entrant EE99 suivi sur EE01 et ERF00, tiers entrant EE00, suivi sur EE02 et ERF01.

Champ : couples mariés sans enfant à l'Enquête Emploi de mars 1999 (resp. mars 2000), veufs vivant seuls à l'enquête Emploi de mars 2001 (resp. mars 2002), veufs durant toute l'année civile 2000 (resp. 2001). Veuves ou veufs âgés de 65 ans et plus. On a enlevé les valeurs extrêmes de la distribution de la variation de niveau de vie.

Note 1 Entre parenthèses figure l'écart-type de la moyenne<sup>28</sup>

Note 2 : n'ayant considéré que des couples mariés sans enfant dans le ménage devenant veufs vivant seuls, la variation de niveau de vie est égale à la variation de revenu disponible multipliée par 1,5 (échelle d'équivalence retenue).

Conformément aux éléments apportés dans la première partie, avoir des ressources propres (essentiellement une pension de retraite) qui représentaient une part élevée du revenu du ménage avant le veuvage diminue la probabilité de connaître une baisse du niveau de vie. En revanche, alors qu'on pouvait s'attendre à un effet du statut du conjoint décédé (secteur public

---

sortant de l'enquête Emploi de mars 1998 (soit environ 50 000 ménages). L'enquête sur les revenus fiscaux 1998 et les enquêtes suivantes (jusqu'à Revenus fiscaux 2001) portent quant à elles sur l'ensemble de l'échantillon de l'enquête Emploi, soit 75 000 ménages.

<sup>27</sup> La comparaison avec les pays étrangers reste difficile à mener. La variation de niveau de vie dépend du champ des configurations familiales retenues, de la structure du système de pension de réversion et des distributions jointes de pension de retraite de l'homme et de la femme au sein du couple. Burkhauser, Giles, Lillard et Schwarze (2005) mettent cependant en évidence une baisse du niveau de vie pour les femmes dont le conjoint est décédé au-delà de 70 ans d'environ 7 % aux Etats-Unis, 4 % au Canada et 20 % au Royaume-Uni. En Allemagne, le revenu ajusté par l'échelle d'équivalence reste sensiblement le même qu'avant le décès du conjoint. L'échelle d'équivalence retenue dans ces travaux est cependant un peu plus basse (elle est égale à  $D/\sqrt{S}$  ;  $D$  étant le revenu du ménage et  $S$  sa taille). Ces baisses de niveau de vie seraient ainsi sensiblement supérieures si les calculs avaient été réalisés avec l'échelle d'équivalence retenue par l'INSEE.

<sup>28</sup> L'écart-type de la moyenne est calculé en supposant une valeur de l'effet de sondage ("design effect") de 2 (compte tenu du plan de sondage de l'enquête Emploi). On observe ainsi que malgré la taille réduite de l'échantillon, la précision reste correcte.

ou secteur privé) compte tenu des règles de la réversion, cette variable n'a pas d'effet significatif. Il faut cependant noter que la variable indique le fait d'avoir travaillé dans le secteur public et/ou les collectivités locales mais ne renseigne pas sur l'appartenance à la fonction publique (tableau 5). Ni la CS du conjoint, ni la CS du survivant n'ont d'effet.

**Tableau 5 – Probabilité de connaître une baisse du niveau de vie suite au décès du conjoint, modèle logit**

Variables	Paramètres
<b>Constante</b>	1.279*** (0.446)
<b>Statut du conjoint décédé<sup>(2)</sup></b>	
Salarié du public (Etat et collectivités locales)	-0.0149 (0.505)
Salarié du privé	ref.
Travaillait à son compte	-0.862* (0.521)
<b>Part des revenus de la femme dans les revenus du ménage (t-1)<sup>(1)</sup></b>	-2.837** (1.296)
<b>Nombre d'observations</b>	102

Source : tiers entrant EE99 suivi sur EE01 et ERF00, tiers entrant EE00, suivi sur EE02 et ERF01.

Champ : femmes, âgée de 65 ans et plus, ayant perdu leur conjoint sur la période 1998-2001 et vivant seules.

<sup>(1)</sup> Le calcul de la part ne tient compte que des revenus individualisés des deux conjoints.

<sup>(2)</sup> Pour les retraités, il s'agit du statut de la principale profession exercée.

\*\*\*significatif à 1%, \*\*significatif à 5%, \*significatif à 10%

#### **D. Evaluation de la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint : en coupe**

Etant donné que l'exploitation longitudinale sur trois ans présentée précédemment conduit à un échantillon limité de 147 événements de veuvage, nous explorons une autre manière d'évaluer la variation moyenne ou médiane du niveau de vie suite au décès du conjoint. Cette méthode consiste à décomposer le ratio entre le niveau de vie moyen (ou médian) des couples et celui des personnes veuves (tableau A) selon l'égalité (I). Il s'agit toujours des revenus fiscaux de l'année  $n$  pour des individus figurant dans l'enquête Emploi ( $n+1$ ).

On note  $N^n$  le niveau de vie moyen (ou médian) de l'année de revenus fiscaux  $n$  considérée.

$$\frac{N^n_{veuf (ve)_{n+1}}}{N^n_{couple_{n+1}}} = \frac{N^n_{veuf (ve)_{n+1}}}{N^n_{veuf (ve)_{n+1} en couple_{n-1}}} \times \frac{N^n_{couple_{n+1} devient veuf (ve)_{n+2}}}{N^n_{couple_{n+1}}} \times \frac{N^n_{veuf (ve)_{n+1} en couple_n}}{N^n_{couple_{n+1} devient veuf (ve)_{n+2}}} \quad \text{(II)}$$

(1)

(2)

(3)

(4)

d'où on peut déduire  $\frac{N^n_{veuf (ve)_{n+1} en couple_n}}{N^n_{couple_{n+1} devient veuf (ve)_{n+2}}}$ .

$$\frac{N_{veuf (ve)_{n+1}}^n}{N_{couple_{n+1}}^n} :$$

ratio entre le niveau de vie de l'ensemble des veuves et le niveau de vie de l'ensemble des couples tel qu'il est habituellement mesuré dans l'enquête Revenus fiscaux n (revenus de l'année civile n et observation de la situation démographique en mars n+1).

$$\frac{N_{veuf (ve)_{n+1}}^n}{N_{veuf (ve)_{n+1} en couple_{n-1}}^n} :$$

ratio entre le niveau de vie de l'ensemble des veuves en mars (n+1) et le niveau de vie des veuves « récentes », c'est-à-dire des individus qui étaient en couple marié sans enfant deux ans auparavant en mars (n-1) et sont veufs vivant seuls en mars (n+1)<sup>29</sup>, après avoir été veufs pendant toute l'année civile n (d'après la déclaration fiscale).

$$\frac{N_{couple_{n+1} devient veuf (ve)_{n+2}}^n}{N_{couple_{n+1}}^n} :$$

ratio entre le niveau de vie des couples dont un des deux conjoints va décéder durant l'année qui suit l'enquête emploi de mars n+1 et le niveau de vie de l'ensemble des couples.

$$\frac{N_{veuf (ve)_{n+1} en couple_n}^n}{N_{couple_{n+1} devient veuf (ve)_{n+2}}^n}$$

Ce dernier ratio, obtenu par déduction, consiste à comparer, en coupe transversale, le niveau de vie des individus devenus veufs dans l'année au niveau de vie des couples dans lesquels le conjoint va décéder l'année qui suit. On va l'évaluer séparément pour les femmes (tableau 6a) et les hommes (tableau 6b).

---

<sup>29</sup> Considérer les individus mariés deux ans auparavant et non l'année précédente réduit la taille l'échantillon mais permet de disposer d'une année de revenus complète pour la veuve « récente ». En effet, si on avait considéré les individus veufs dans l'Enquête Emploi (n+1) et en couple dans l'Enquête Emploi n, les revenus de l'année n seraient mixtes pour un certain nombre d'individus, c'est-à-dire comportant une partie de revenus correspondant à la vie en couple et une partie à la vie seul.

**Tableau 6a - Décomposition du ratio de niveau de vie<sup>30</sup> (Veuves / couples), femmes**

		Niveau de vie moyen (en €2000)	Niveau de vie médian (en €2000)	Nombre d'observations
$\frac{N_{\text{veuf}(ve)_{n+1}}^n}{N_{\text{couple}_{n+1}}^n}$ (1)	Ensemble des couples (a)	102 559	89 214	35 440
	Ensemble des veuves (b)	85 675	77 119	28 201
	Ratio 1 (b/a)	0,84	0,87	
$\frac{N_{\text{veuf}(ve)_{n+1}}^n}{N_{\text{veuf}(ve)_{n+1} \text{ en couple}_{n-1}}^n}$ (2)	Ensemble des veuves (c)	85 265	76 795	7 768
	dont Veuves récentes (d) (*)	88 270	76 706	311
	Ratio 2 (c/d)	0,97	1,00	
$\frac{N_{\text{couple}_{n+1} \text{ devient veuf}(ve)_{n+2}}^n}{N_{\text{couple}_{n+1}}^n}$ (3)	Ensemble des couples (e)	102 366	88 719	17 666
	dont couples concernés par veuvage (f) (**)	94 595	84 083	670
	Ratio 3 (f/e)	0,92	0,95	
$\frac{N_{\text{veuf}(ve)_{n+1} \text{ en couple}_n}^n}{N_{\text{couple}_{n+1} \text{ devient veuf}(ve)_{n+2}}^n}$	Ratio 1 / (ratio 2 × ratio 3)	0,94	0,92	

Source : Revenus Fiscaux, 1996-2001

Notes : individus dont le niveau de vie est positif. Le niveau de vie est calculé avec l'échelle d'équivalence standard INSEE/Eurostat.

• **Calcul du terme 1 :**

Champ : Enquêtes Emploi 1997 à 2001

Ensemble des veuves âgées de 65 ans et plus ou des couples dont la femme est âgée de 65 ans et plus

• **Calcul du terme 2 :**

Champ : le tiers sortant des Enquêtes Emploi 1997 à 2001

Les veuves sont âgées de 65 ans et plus en (n+1), individus dont le niveau de vie est positif.

(\*) On définit les veuves « récentes » comme des femmes veuves vivant seules à l'Enquête Emploi (n+1), en couple marié sans enfants dans le ménage à l'enquête Emploi (n-1) et veuves pendant toute l'année civile n (au sens de la déclaration fiscale)

• **Calcul du terme 3 :**

Champ : tiers médian Enquête Emploi 1997, tiers entrant et médian Enquêtes Emploi 1998 à 2000

(\*\*) On définit les couples concernés par le veuvage comme les couples mariés sans enfants dans le ménage à l'Enquête Emploi (n+1), dont l'homme décède et la veuve vit seule à l'enquête Emploi (n+2).

On considère uniquement les couples dans lesquels la femme est âgée de 65 ans et plus.

<sup>30</sup> La décomposition année par année est disponible en annexe

**Tableau 6b - Décomposition du ratio de niveau de vie (Veufs / couples), hommes**

		Niveau de vie moyen (en €2000)	Niveau de vie médian (en €2000)	Nombre d'observations
$\frac{N^n_{\text{veuf}(ve)_{n+1}}}{N^n_{\text{couple}_{n+1}}} (1)$	Ensemble des couples (a)	103 106	89 423	33 225
	Ensemble des veufs (b)	111 213	94 081	5 165
	Ratio 1 (b/a)	1,08	1,05	
$\frac{N^n_{\text{veuf}(ve)_{n+1}}}{N^n_{\text{veuf}(ve)_{n+1} \text{ en couple}_{n-1}}} (2)$	Ensemble des veufs (c)	111 132	94 812	1 454
	dont veufs récents (d) (*)	122 845	109 412	129
	Ratio 2 (c/d)	0,90	0,87	
$\frac{N^n_{\text{couple}_{n+1} \text{ devient veuf}(ve)_{n+2}}}{N^n_{\text{couple}_{n+1}}} (3)$	Ensemble des couples (e)	101 649	88 330	21 121
	dont couples concernés par veuvage (f) (**)	105 861	86 464	241
	Ratio 3 (f/e)	1,04	0,98	
$\frac{N^n_{\text{veuf}(ve)_{n+1} \text{ en couple}_n}}{N^n_{\text{couple}_{n+1} \text{ devient veuf}(ve)_{n+2}}}$	ratio 1 / (ratio 2 × ratio 3)	1,15	1,23	

Source : Revenus Fiscaux, 1996-2001

Notes : individus dont le niveau de vie est positif. Le niveau de vie est calculé avec l'échelle d'équivalence standard INSEE/Eurostat

• **Calcul du terme 1 :**

Champ : Enquêtes Emploi 1997 à 2001

Ensemble des veufs âgés de 65 ans et plus ou des couples dont l'homme est âgé de 65 ans et plus

• **Calcul du terme 2 :**

Champ : tiers sortant des Enquêtes Emploi 1997 à 2001

Les veufs sont âgés de 65 ans et plus en (n+1),

(\*) On définit les veufs « récents » comme des hommes veufs vivant seuls à l'Enquête Emploi (n+1), en couple marié sans enfants dans le ménage à l'enquête Emploi (n-1) et veufs pendant toute l'année civile n (au sens de la déclaration fiscale)

• **Calcul du terme 3 :**

Champ : tiers médian Enquête Emploi 1997, tiers entrant et médian Enquêtes Emploi 1998 à 2000

(\*\*) On définit les couples concernés par le veuvage comme les couples mariés sans enfants dans le ménage à l'Enquête Emploi (n+1), dont la femme décède et le veuf vit seul à l'enquête Emploi (n+2).

On considère uniquement les couples dans lesquels l'homme est âgé de 65 ans et plus.

Ainsi, pour les veuves, l'écart de 16 % en moyenne de leur niveau de vie par rapport à celui des couples mariés s'expliquerait pour un peu plus du tiers par la variation de leur niveau de vie suite au décès du conjoint et pour près de la moitié par la différence de niveau de vie qui prévalait avant le veuvage entre couples mariés et couples mariés concernés par le veuvage.

## V. Discussion et Conclusion

Compte tenu des règles du système français de pensions de réversion, la baisse du revenu d'un couple marié de retraités lors du décès d'un de ses membres est d'autant plus forte que le conjoint survivant a peu de droits propres. Pour estimer la perte moyenne ou médiane de revenus, deux méthodes concurrentes d'estimation ont été utilisées dans cet article. Elles ont permis d'obtenir des résultats très proches, la différence n'étant pas significative. Pour les femmes, la variation du niveau de vie suite au décès du conjoint est faible, mais légèrement négative en moyenne comme en médiane : entre -8 et -2%. Pour les hommes, la variation moyenne ou médiane du niveau de vie est clairement positive : entre +15 et +23%. Si le niveau de vie moyen des veuves de plus de 65 ans demeure inférieur de 16% à celui des couples mariés de plus de 65 ans, et leur taux de pauvreté plus élevé que celui des couples de personnes âgées, c'est à cause d'effets de sélection liés notamment à la mortalité différentielle : le risque de veuvage est plus important pour les femmes dont le mari est peu qualifié, de sorte que les veuves sont plus souvent issues de milieux défavorisés.

Les dispositifs français de réversion permettent donc globalement de maintenir à peu près le niveau de vie des veuves, conformément aux cas-types théoriques qui ont été calculés par le COR. Pour les hommes veufs, qui disposent de droits propres élevés, ils permettent d'aller au-delà du maintien du niveau de vie. On peut penser qu'il en sera de même pour les futures générations de femmes retraitées, qui auront davantage travaillé et se seront constitué des droits propres plus importants, quoique toujours inférieurs à ceux des hommes. Pour améliorer la situation des femmes âgées, il ne semble donc pas nécessaire de porter l'effort sur les taux de réversion.

Les résultats précédents ont été calculés avec l'échelle d'équivalence standard, qui considère que le maintien du niveau de vie correspond à une baisse des revenus de 33% pour le ménage. Cependant, pour une personne veuve qui ne déménage pas pour habiter un logement plus petit après le décès - ce qui est la plupart du temps le cas - l'échelle d'équivalence pertinente est un peu plus plate que l'échelle standard : le maintien du niveau de vie correspondrait à une baisse des revenus du ménage de 30%. Etant donné que, pour les femmes, la perte de revenus est estimée entre 35% et 39%, on peut considérer qu'une veuve qui veut conserver son logement voit son niveau de vie baisser de l'ordre de 10% en moyenne. Les montants des pensions de réversion ne sont donc pas tout à fait suffisants pour permettre à une veuve de maintenir son niveau de vie antérieur en conservant son ancien logement. Néanmoins, le système de retraite n'a pas nécessairement vocation à permettre aux personnes âgées de conserver leur ancien logement et cette orientation relève de considérations normatives et politiques.

Un certain nombre de difficultés techniques se sont présentées dans l'utilisation de la base de données. La mesure des revenus lors de l'année civile du décès ne semble pas fiable. Pour cette raison, nous avons été conduits à exploiter l'enquête en panel sur trois ans, en comparant



les revenus du couple l'année précédant l'année civile du décès aux revenus de la personne veuve l'année suivant l'année civile du décès. La taille de l'échantillon est alors réduite. Par la suite, nous espérons disposer d'un échantillon plus important, en exploitant les enquêtes Revenus fiscaux postérieures à 2002, basées sur la nouvelle enquête emploi en continu.

Par ailleurs, nous n'avons pas traité à ce stade de la question des revenus du patrimoine. L'enquête Revenus fiscaux mesure les revenus du patrimoine foncier, et il serait intéressant d'examiner comment ils varient lors du veuvage. Concernant les revenus du patrimoine financier, ils sont sous-estimés dans l'enquête, et il faudrait se tourner vers d'autres sources comme l'enquête Patrimoine.

Enfin, nous avons omis la question importante d'une éventuelle hausse de la demande de services domestiques marchands engendrée par le veuvage, en particulier pour les personnes handicapées ou dépendantes qui se retrouvent seules. Des analyses complémentaires issues des enquêtes Budget de famille permettraient sans doute de mieux cerner les besoins spécifiques des personnes veuves dans ce domaine. Cependant, la compensation de besoins propres à une fraction réduite des personnes âgées vivant seules ne relève pas nécessairement du système de retraite.

## References

Ahn N., 2004, "Economic consequences of widowhood in Europe: cross-country and gender differences", *Working paper of FEDEA*, n° 27.

Bonnet C., Gobillon L., Laferrère A., 2007, « Un changement de logement suite au décès du conjoint », *Gérontologie et Société*, n° 121

Bonnet C., Gobillon L., Laferrère A., 2008, « The effect of widowhood on housing and location choices », *mimeo*

Buhmann B., Lee R., Schmaus G., Smeeding T., 1988, "Equivalence Scales, Well being, Inequality, and Poverty: Sensitivity of Estimates Across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database", *Review of Income and Wealth*, 34(2), 115-142.

Burkhauser R., Holden K., Myers D., 1986, "Marital Disruption and Poverty: The Role of Survey Procedures in Artificially Creating Poverty", *Demography*, Vol. 23, No. 4 (November), pp. 621-631.

Burkhauser R., Giles P., Lillard D., Schwarze J., 2005, "Until Death Do Us Part: An Analysis of the Economic Well-Being of Widows in Four Countries", *the Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 60:S238-S246

Burkhauser R., Butler J., Holden K., 1991, "How the death of a spouse affects economic well-being after retirement: a hazard model approach", *Social Science Quarterly*, September 1991: 504-519.

Cambois E., Laborde C., Robine J.M., 2008, La "double peine" des ouvriers : plus d'années d'incapacité au sein d'une vie plus courte », *Population et sociétés*, n° 441, Janvier

Conseil d'Orientation des Retraites, 2007a, « Niveau de vie, réversion et divorce », Groupe de travail, 13 juin, <http://www.cor-retraites.fr/article312.html>

Conseil d'Orientation des Retraites, 2007b, « Le niveau de vie des veuves et des divorcées », Groupe de travail, 13 juin, <http://www.cor-retraites.fr/article312.html>

Conseil d'Orientation des Retraites, 2007c, « La diversité des droits familiaux et conjugaux selon les régimes de retraite », Groupe de travail, 28 mars, <http://www.cor-retraites.fr/article306.html>

Delbès C., Gaymu J., 2002, « Le choc du veuvage à l'orée de la vieillesse : vécus masculin et féminin », *Population*, n°6, Vol. 57.

Favreault M., Steuerle E., 2007, "Social Security spouse and survivor benefits for the modern family", *Center for Retirement research Working Paper*, n° 2007-7.

Favreault M., Sammartino F., Steuerle E., 2002, "Social Security Benefits for Spouses and Survivors: Options for Change", chapter 6, in *Social Security and the Family*, M. Favreault, F. Sammartino and C Steuerle (eds.), The Urban Institute Press.

Hagneré C., Lefranc A., 2006, « Etendue et conséquences des erreurs de mesure dans les données individuelles d'enquête : une évaluation à partir des données appariées des enquêtes Emploi et revenus fiscaux », *Economie et Prévision*, n° 174, p 131-154.

Holden K., Kim M., 2001, "The pattern and consequence of survivorship provisions in public retirement plans : comparison of Britain, US and Germany", paper prepared Society of Actuaries Symposium on Retirement Implication of Demographic and Family Change, November 29 - 30, Orlando, Florida.

Holden K., Brand J., 2003, "Income change and distribution upon widowhood: Comparison of Britain, U.S., and Germany", In E. Overbye, and P. Kemp (Eds.), *Pensions: Challenges and reform*. Aldershot, Ashgate.

Hourriez J.M., Olier L., 1997, « Niveau de vie et taille du ménage : estimations d'une échelle d'équivalence », *Economie et Statistique*, n°308-310.

Hurd M., 1989, "The poverty of widows: future prospects", in *the Economics of aging*, Eds Wise. Chicago: University of Chicago press, 1989: 201-230.

Hurd M., Wise D., 1989, "The wealth and poverty of widows: assets before and after husband's death", in *the Economics of aging*, Eds Wise. Chicago: University of Chicago press.

Iams H., Sandell S., 1998, "Cost-Neutral Policies to Increase Social Security Benefits for Widows: A Simulation for 1992", *Social Security Bulletin*, Vol. 61, n° 1.

INSEE, 2003, Guide d'utilisation des Enquêtes Revenus Fiscaux 1996-1999 (MAJ septembre 2003), document INSEE.

Legendre N., 2004, « Les revenus du patrimoine dans les enquêtes "revenus fiscaux" », *document de travail INSEE*, F0404

McGarry K., Schoeni R.F., 2005, Medicare Gaps and Widow Poverty, *Social Security Bulletin*, Vol. 66, n°1

Myers D., Burkhauser R., Holden K., 1987, "The Transition from Wife to Widow: the Importance of Survivor Benefits to the Well-Being of Widows", *Journal of Risk and Insurance*, 54 (4) 752-759.

Sandell S., Iams H., 1997, "Reducing Women's Poverty by Shifting Social Security Benefits from Retired Couples to Widows", *Journal of Policy Analysis and Management* 16 (2): 279.297.

Sevak P, Weir D., Willis R., 2003, “The Economic Consequences of a Husband’s Death: Evidence from the HRS and AHEAD”, *Social Security Bulletin*, n° 3.

Weir D., Willis R., Sevak P., 2002, “The Economic Consequences of a Husband’s Death: Evidence from the HRS and AHEAD”, *Working Paper*, Michigan Retirement Research Center, WP 2002-023.

## Annexe 3 – Décomposition des ratios de niveau de vie (veufs/couples) par année

**Tableau 1 – Ratio entre le niveau de vie de l'ensemble des veuves et le niveau de vie des veuves récentes, l'année n, femmes**

	Niveau de vie	Année (n)					
		1997	1998	1999	2000	2001	Ensemble
Ensemble des veuves (1)	Moyenne	83 568	84 299	84 083	84 972	90 015	85 265
	Médiane	75 719	76 155	76 670	77 102	79 569	76 795
	N	1558	1 601	1 532	1 476	1 601	7 768
dont Veuves récentes (2) (*)	Moyenne	86 463	75 952	97 481	91 383	90 132	88 270
	Médiane	73 584	70 169	88 267	83 481	74 972	76 706
	N	69	60	66	58	58	
Ratio (1)/(2)	Moyenne	0,97	1,11	0,86	0,93	1,00	0,97
Ratio (1)/(2)	Médiane	1,03	1,09	0,87	0,92	1,06	1,00

Source : Enquêtes Revenus Fiscaux 1997-2001, individus dont le niveau de vie est positif.

Champ : le tiers sortant de l'Enquête Emploi (n+1)

Les veuves sont âgées de 65 ans et plus en (n+1),

(\*) On définit les veuves « récentes » comme des femmes veuves vivant seules à l'Enquête Emploi (n+1), en couple marié sans enfants dans le ménage à l'enquête Emploi (n-1) et veuves pendant toute l'année civile n (au sens de la déclaration fiscale)

**Tableau 2 – ratio du niveau de vie des couples qui connaissent un veuvage entre n et (n+1) et l'ensemble des couples l'année n, femmes**

		Année (n)					
		1996	1997	1998	1999	2000	Ensemble
Ensemble des couples (1)	Moyenne	99 296	99 854	101 828	101 704	103 433	102 306
	Médiane	87 258	85 646	87 863	88 109	90 529	88 719
	N	2119	2212	4330	4492	4513	15547
dont Couples concernés par veuvage (2) (*)	Moyenne	107 186	91 074	93 435	96 292	95 182	94 595
	Médiane	92 245	84 083	83 707	81 942	86 504	84 083
	N	82	91	173	177	147	588
Ratio (2)/(1)	Moyenne	1,08	0,91	0,92	0,95	0,92	0,92
Ratio (2)/(1)	Médiane	1,06	0,98	0,95	0,93	0,96	0,95

Source : Enquêtes Revenus Fiscaux 1997-2001, individus dont le niveau de vie est positif.

Champ : tiers médian Enquête Emploi 1997, tiers entrant et médian Enquêtes Emploi 1998 à 2001

(\*) On définit les couples concernés par le veuvage comme les couples mariés sans enfants dans le ménage à l'Enquête Emploi (n+1), dont l'homme décède et la veuve vit seule à l'enquête Emploi (n+2).

On considère uniquement les couples dans lesquels la femme est âgée de 65 ans et plus.

**Tableau 3 – calcul du ratio du niveau de vie de l'ensemble des veuves et l'ensemble des couples l'année n, femmes**

		Année (n)					
		1997	1998	1999	2000	2001	Ensemble
	Moyenne	99 505	102106	103 881	103866	105 675	103 063
Ensemble des couples (2)	Médiane	86 449	88 063	90 033	90 454	91 982	89 525
	N	4 619	6 953	7 185	7 226	7 242	33225
Ensemble des veuves (1)		83 421	82 860	85 470	87 271	89 626	85 755
		75 554	75 397	77 382	78 096	79 782	77 167
		3 819	5 566	5 560	5 678	5 674	26 297
Ratio (1)/(2)	Moyenne	0,84	0,81	0,82	0,84	0,85	0,83
Ratio (1)/(2)	Médiane	0,87	0,86	0,86	0,86	0,87	0,86

Source : Enquêtes Revenus Fiscaux 1997-2001, individus dont le niveau de vie est positif.

Champ : Enquêtes Emploi 1998 à 2002

Ensemble des veuves âgées de 65 ans et plus ou des couples dont la femme est âgée de 65 ans et plus