

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES

Groupe de Travail - Séance du 25 juin 2008 - 15 h

« Evolution des droits familiaux et conjugaux ; niveau de vie au moment du veuvage »

Document N°4

<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

Variation du niveau de vie suite au décès du conjoint :

observations à partir des enquêtes revenus fiscaux

Secrétariat général du Conseil d'orientation des retraites

Variation du niveau de vie suite au décès du conjoint :

observations à partir des enquêtes revenus fiscaux

Lors de la séance plénière du COR du 27 juin 2007, consacrée à la thématique « Niveau de vie, veuvage et divorce », l'absence d'informations empiriques sur la variation de niveau de vie suite au veuvage a été soulevée¹. On dispose en effet de données sur le niveau de vie des veuves à un instant donné². On peut aussi calculer à l'aide de cas-types des variations de niveau de vie théorique selon les pensions respectives de l'homme et de la femme et le régime d'affiliation du décédé³. Mais quasiment aucun travail empirique n'a été mené sur la variation de ressources suite au décès du conjoint.

Cette note vise à pallier ce manque d'informations en utilisant les données des enquêtes Revenus Fiscaux 1996-2001. Pour cela, deux méthodes ont été utilisées pour estimer la perte moyenne ou médiane de revenus lors du décès. 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 négative en moyenne comme en médiane : entre -9 et -2 %. Pour les hommes, la variation moyenne ou médiane du niveau de vie est clairement positive : entre +15 et +23 %. Le dispositif de réversion permet donc globalement de maintenir à peu près le niveau de vie des veuves, conformément aux résultats théoriques obtenus sur les cas-types présentés à la séance du 27 juin 2007. Pour les hommes veufs, qui disposent de droits propres élevés, ils permettent fréquemment d'aller au-delà du maintien du niveau de vie.

I. 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 »⁴, il faut pouvoir disposer d'un échantillon de population 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

¹ A l'exception des travaux de Delbès et Gaymu (2002) qui indiquent que le veuvage n'est pas, en moyenne, synonyme d'appauvrissement économique.

² Document 5, séance plénière du 27 juin 2007.

³ Document 1, séance plénière du 27 juin 2007.

⁴ 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.

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 questionnaire direct auprès des ménages⁵. Mais elles prennent une grande importance lorsque l'on exploite les données longitudinalement⁶. Une solution pour limiter leur impact serait de comparer la moyenne des revenus observés 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 CNIL⁷ (INSEE, 2003).

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 dû être adaptées.

⁵ 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».

⁶ 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.

⁷ Il serait par ailleurs difficilement réalisable puisque les noms ne sont pas conservés dans les fichiers de l'enquête Emploi.

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, les enquêtes Revenus Fiscaux 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 certaines personnes âgées à faibles ressources ne remplissent pas toujours leur déclaration fiscale⁸. Non imposables, ne payant pas d'impôts et ne recevant pas de prestations logement ou famille, ces personnes 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 à 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, la probabilité de déménager est indépendante du revenu pour les veuves récentes (Bonnet, Gobillon et Laferrère, 2008).

II. 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. 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

⁸ 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.

supérieur de 5 % (tableau 3). Il est bien évident, et cela a été soulevé par le COR, que ces résultats moyens masquent la diversité des situations et d'éventuelles situations de précarité⁹.

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 revenu déclaré est positif ou nul. 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 familiales¹⁰.

Le niveau de vie des veufs est supérieur de 9 % en moyenne à celui des couples mariés alors que le niveau de vie des veuves lui est inférieur de 16 % en moyenne. En contrôlant un certain nombre de variables sociodémographiques de la femme, tels que l'âge, la catégorie socioprofessionnelle (CS), la CS du père¹¹ 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 %¹².

⁹ Dans le document 5 de la séance du 27 juin 2007, il est ainsi souligné 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.

¹⁰ 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 ici.

¹¹ On ne dispose pas pour les veuves de la CS du conjoint décédé. On suppose que la CS du père donne une information (imparfaite) sur le milieu social dans lequel la femme évolue.

¹² Régression du log du niveau de vie par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO).

Deux raisons peuvent être avancées pour expliquer cet écart :

- la variation de ressources liée 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 la 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 celui 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'il y ait eu ou non décès du conjoint l'année précédente (resp. suivante).

III. Evaluation *en longitudinale* de la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint

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. Pour les couples mariés qui ont connu un décès 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.

Même si la taille de l'échantillon (147) incite à la prudence, le niveau de vie des femmes suite au veuvage apparaît inférieur de 3 % en moyenne à celui qui prévalait avant le veuvage. Pour

les hommes, le niveau de vie serait en moyenne supérieur de 17 % suite au veuvage¹³ (tableau 4). Les veufs disposeraient presque toujours d'un niveau de vie supérieur à celui qu'ils connaissaient avant le décès de leur conjointe, tandis que 58% des veuves auraient enregistré une perte de leur niveau de vie suite au décès de leur mari et 42 % un gain.

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

	Variation	Homme	Femme
Revenu disponible _(t+1) / Revenu disponible _(t)	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 _(t+1) / Niveau de vie _(t)	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 : enquêtes Revenus fiscaux 1998 à 2001, Insee-DGI.

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 moyenne¹⁴.

Note 2 : n'ayant considéré que des couples mariés sans enfant (avant veuvage), la variation de niveau de vie (avant et après veuvage) est égale à la variation de revenu disponible multipliée par 1,5 (échelle d'équivalence).

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

¹³ 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.

¹⁴ 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.

calculs les personnes connaissant un veuvage l'année civile n. La population retenue est ainsi constituée des personnes veuves en mars (n+1) et qui l'étaient déjà au 31 décembre (n-1), c'est-à-dire qui l'ont été durant toute l'année civile n. En effet, on ne dispose pas pour les personnes connaissant le veuvage au cours de l'année n d'une estimation correcte de leur niveau de vie cette année là, car le revenu déclaré sera constitué d'une partie correspondant à la vie en couple et d'une partie correspondant à la période de vie isolée.

$$(2) \frac{N^n_{\text{veuf}(ve)_{D(n-1)}}}{N^n_{\text{veuf}(ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}} :$$

ratio entre le niveau de vie de l'ensemble des personnes veuves en mars (n+1) (déjà veuves au 31 décembre (n-1)) et le niveau de vie des veufs « récents », c'est-à-dire des personnes qui étaient en couple marié en mars (n-1), veuves en mars (n+1) et déjà veuves au 31 décembre (n-1). Considérer les personnes mariées 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 » (voir supra).

$$(3) \frac{N^n_{\text{couple}_{M(n+1)} \text{ devient veuf}(ve)_{M(n+2)}}}{N^n_{\text{couple}_{M(n+1)}} :$$

ratio entre le niveau de vie des couples observés en mars (n+1) dont un des deux conjoints va décéder entre mars (n+1) et mars (n+2) et le niveau de vie de l'ensemble des couples observés en mars (n+1). Il permet d'apprécier la différence de niveau de vie qui prévalait avant le veuvage entre couples mariés et couples mariés concernés par le veuvage.

$$(4) \frac{N^n_{\text{veuf}(ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}}}{N^n_{\text{couple}_{M(n+1)} \text{ devient veuf}(ve)_{M(n+2)}} :$$

ce dernier ratio, obtenu par déduction à partir de l'égalité (I), consiste à comparer, en coupe transversale, le niveau de vie des personnes devenues veuves entre mars (n-1) et décembre (n-1) au niveau de vie des couples dans lesquels le conjoint va décéder entre mars (n+1) et mars (n+2) ; c'est donc une mesure de la variation de niveau de vie suite au décès du conjoint. Il est évalué séparément pour les femmes (tableau 6a) et les hommes (tableau 6b). Pour obtenir des grandeurs comparables au numérateur et au dénominateur, il convient de corriger ce ratio de la valeur $(1+g)^2$, où g, égal à environ 1% par an, représente l'effet noria des pensions, c'est-à-dire le taux de croissance des pensions en euros constants au fil des générations. En effet, les couples considérés au dénominateur vont connaître un veuvage en (n+2), c'est-à-dire deux ans plus tard que les personnes au numérateur, devenues veuves en (n-1).

Tableau 6a - Décomposition du ratio de niveau de vie (Veuves / couples), femmes

	Niveau de vie moyen (en €2000)	Niveau de vie médian (en €2000)
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)}}}$ (1)	0,84	0,86
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)}}}{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}}$ (*) (2)	0,97	1,00
$\frac{N^n_{couple_{M(n+1)} \text{ devient veuf } (ve)_{M(n+2)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)}}$ (**) (3)	0,94	0,95
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)} \text{ devient veuf } (ve)_{M(n+2)}}$ (4) = (1) / {(2) × (3)}	0,92	0,91

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 (28 201 observations) ou des couples dont la femme est âgée de 65 ans et plus (35 440 observations)

• 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) (311 observations)

• 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) (670 observations)
On considère uniquement les couples dans lesquels la femme est âgée 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 (terme (1), tableau 6a) s'expliquerait pour près de la moitié par la variation de leur niveau de vie suite au décès du conjoint (terme (4), tableau 6a) et pour un peu plus du tiers par la différence de niveau de vie qui prévalait avant le veuvage entre couples mariés et couples mariés concernés par le veuvage (terme (3), tableau 6a).

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

	Niveau de vie moyen (en €2000)	Niveau de vie médian (en €2000)
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)}}}$ (1)	1,06	1,05
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)}}}{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}}}$ (*) (2)	0,90	0,87
$\frac{N^n_{couple_{M(n+1)} \text{ devient veuf } (ve)_{M(n+2)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)}}}$ (**) (3)	1,02	0,98
$\frac{N^n_{veuf (ve)_{D(n-1)} \text{ en couple}_{M(n-1)}}}{N^n_{couple_{M(n+1)} \text{ devient veuf } (ve)_{M(n+2)}}$ (4) = (1) / {(2) × (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 (5165 observations) ou des couples dont l'homme est âgé de 65 ans et plus (33225 observations)

• 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) (129 observations)

• 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) (241 observations)

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

V. Discussion et conclusion

Compte tenu des règles de la réversion dans le système de retraite français, 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. Selon la première méthode d'évaluation en longitudinal, la variation moyenne (médiane) s'élève à -3 % (-2 %). Avec la deuxième méthode d'évaluation en coupe, elle est égale à -8 % en moyenne (-9 % en médiane)¹⁵. Pour les hommes, la variation moyenne ou médiane du niveau de vie est clairement positive. Elle s'élève à +17 % (+18 % en médiane) selon la première méthode et à +15 % (+23% en médiane) si on raisonne sur les données en coupe. 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, ce serait principalement à cause d'effets de sélection liés notamment à la mortalité différentielle.

Les dispositifs français de réversion permettraient donc globalement de maintenir à peu près le niveau de vie des veuves. Pour les hommes veufs, qui disposent de droits propres élevés, ils permettraient même d'aller au-delà du maintien du niveau de vie. Ce pourrait même être le cas pour les futures générations de femmes retraitées, qui, ayant davantage travaillé, se seront constituées des droits propres plus élevés, quoique toujours inférieurs à ceux des hommes.

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 standard¹⁶. Les montants des pensions de réversion pourraient alors ne pas être tout à fait suffisants pour permettre à une veuve qui conserve son ancien logement de maintenir son niveau de vie antérieur.

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 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.

Ce travail devrait se poursuivre par l'analyse du montant et de la composition du patrimoine des individus à partir de l'enquête Patrimoine 2003-2004. En effet, nous avons mis en évidence que la baisse du niveau de vie peut être d'autant plus importante que la pension du

¹⁵ Ce calcul ne tient pas compte de l'effet noria (cf. p. 9). La baisse de niveau suite au décès du conjoint pour les femmes est ainsi légèrement surestimée dans cette seconde méthode.

¹⁶ Voir le document 7 de la présente séance plénière du COR.

survivant représente une faible part des ressources du ménage avant le veuvage. Un comportement de prévoyance adapté amènerait alors les ménages se situant dans cette configuration à détenir un patrimoine plus important afin de maintenir le niveau de vie du survivant au décès de l'un des deux conjoints.

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 », *document de travail INED*, n° 154.
- 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
- 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.