

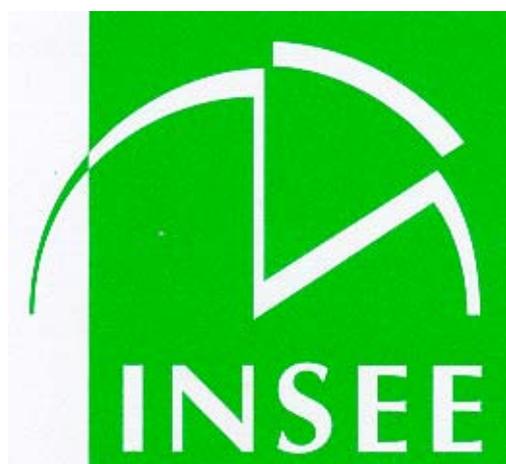
**Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

**N° F0701**

**LA MORTALITÉ AUX GRANDS ÂGES EN  
FRANCE : NOUVELLES DONNÉES, NOUVEAUX  
RÉSULTATS**

Isabelle Robert-Bobée,  
Christian Monteil et Olivier Cadot

**Document de travail**



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

**INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES**

Série des Documents de Travail

de la

DIRECTION DES STATISTIQUES DÉMOGRAPHIQUES ET SOCIALES

Département de la Démographie

**N°F0701**

**La mortalité aux grands âges en France : nouvelles données, nouveaux résultats**

**Isabelle ROBERT-BOBEE,  
Olivier CADOT et Christian MONTEIL**  
(Division des Études Démographiques)

février 2007

Ces documents de travail ne reflètent pas la position de l'INSEE et n'engagent que leurs auteurs.

Working-papers do not reflect the position of INSEE but only their authors' views.

« La mortalité aux grands âges en France : nouvelles données, nouveaux résultats »

Isabelle Robert-Bobée,  
Olivier Cadot et Christian Monteil  
Insee, division Enquêtes et Etudes Démographiques

Résumé

L'Insee a mis en place deux échantillons de mortalité tirés du recensement de 1999 pour étudier la mortalité aux grands âges. L'échantillon Très Grands Ages (TGA) comprend, de façon exhaustive, toutes les femmes de 98 ans ou plus au recensement et les hommes de 94 ans ou plus au recensement de 1999, soit 58 600 personnes ; l'échantillon Complément Grands Ages (CGA) résulte d'un tirage parmi les femmes de 85 à 96 ans et les hommes de 85 à 92 ans déclarés au recensement, stratifié par sexe et âge détaillé au recensement (150 000 personnes sélectionnées). Le présent document présente ces échantillons ainsi que des résultats sur la mortalité aux grands âges, par âge détaillé et sexe, ainsi que selon les caractéristiques socio-démographiques des individus (diplôme, catégorie sociale, environnement familial). Les différentiels sociaux de mortalité demeurent importants aux grands âges, même s'ils ont tendance à s'estomper avec l'avancée en âge. Le document comprend une annexe en anglais décrivant les échantillons et les principaux résultats.

**Mots-clés : mortalité aux grands âges, échantillons de mortalité, quotients de décès**

Summary

To improve the estimation of death rates after age 85, the National French Statistical Office (Insee) built two specific samples. About 210,000 people were drawn from the 1999 census. For these people, census data were matched with information from the National Register for Physical Persons (RNIPP). Their registered date of birth and their date of death (if dead) were then collected. We suspect some errors in the year of birth provided by census data for the oldest old, and thus uncertainty on the estimation of death rates at very old ages.

The document describes the two samples and give estimates of age-specific death rates after 85 years old. It presents also results on socio-economic differences in mortality at old ages. Differences are still existing at old ages, even if they tend to decrease with age.

**Key-words : mortality at old ages, death samples, age-specific death rates**

**« La mortalité aux grands âges en France : nouvelles données, nouveaux résultats »**

Isabelle Robert-Bobée,  
Olivier Cadot et Christian Monteil  
Insee, division Enquêtes et Etudes Démographiques

I. Qualité des échantillons Très Grands Ages et Compléments Grands Ages .....	5
I.1. Personnes échantillonnées dans le cadre de l'EDP : un profil proche des autres.....	6
Très Grands Ages .....	6
Compléments Grands Ages .....	6
I.2. Identification : échec plus fréquent chez les femmes et avec l'avancée en âge.....	6
Taux d'identification des hommes supérieur à celui des femmes .....	7
Taux d'identification faible pour les nés à l'étranger .....	7
I.3. Caractéristiques des identifiés et des non identifiés.....	8
Parmi les non EDP, des profils différents entre les identifiés et les non identifiés .....	8
I.4. Erreurs sur l'âge.....	10
II. Mortalité aux grands âges .....	13
II. 1. Bonne estimation des quotients de décès par l'état civil pour les femmes, moins bonne pour les hommes .....	14
II.2. Une qualité des données de décès toujours moindre pour les personnes nées à l'étranger.....	16
II.3. Forme de la courbe de mortalité aux grands âges.....	17
III. Différentiels sociaux de mortalité aux grands âges.....	21
III.1. Selon le diplôme .....	21
III.2. Selon la catégorie sociale.....	23
III.3. Selon le statut matrimonial légal et le statut d'occupation du logement.....	27
Vivre en collectivité est plutôt un signe de mauvaise santé.....	27
Bibliographie citée dans le texte.....	31
Annexe.....	32
New estimates of death rates at old ages in France .....	33
Objectives .....	33
The data.....	33
Two samples drawn from the 1999 Census .....	33
Matching data with the National Register of People : the identification step.....	34
Death rates by sex and age.....	35
The mortality of foreign born people is under-estimated .....	35
Comparison between death rates estimated using the samples and the ones estimated using a combination of vital statistics and census data.....	36
Differential mortality at old ages .....	40
By educational level.....	40

By previous occupation status .....	43
Marital status and housing status .....	46
The number of very old people living in France .....	49
Conclusion .....	50
References .....	50

# « La mortalité aux grands âges en France : nouvelles données, nouveaux résultats »

Isabelle Robert-Bobée,  
Olivier Cadot et Christian Monteil

Les tables de mortalité aux grands âges sont incertaines : les effectifs de population correspondants sont relativement faibles et l'information sur les dates de naissance recueillies directement auprès des personnes lors des recensements ou des enquêtes est plus incertaine au fur et à mesure de l'avancée en âge.

Deux échantillons tirés dans le recensement de la population de 1999 ont été constitués pour l'étude de la mortalité aux grands âges : l'échantillon Très Grands Ages comprend, de façon exhaustive, toutes les femmes de 98 ans ou plus au recensement<sup>1</sup> (femmes nées en 1901 ou avant) et les hommes de 94 ans ou plus au recensement de 1999 (hommes nés en 1905 ou avant), soit 58 600 personnes ; l'échantillon Complément Grands Ages résulte d'un tirage parmi les femmes de 85 à 96 ans et les hommes de 85 à 92 ans déclarés au recensement, stratifié par sexe et âge détaillé au recensement (150 000 personnes sélectionnées).

Les personnes échantillonnées ont été identifiées au Répertoire National d'Identification des Personnes Physiques (RNIPP) pour celles nées en France (métropole + DOM) et identifiées à la Section Hors Métropole (SHM) pour celles nées à l'étranger ou dans les TOM. Cela permet de récupérer leur date de naissance certifiée, ainsi que les informations (date et lieu) de décès le cas échéant. Grâce à la procédure d'identification des personnes échantillonnées, les incertitudes sur les dates de naissance sont réduites. Les échantillons TGA et CGA ont été constitués pour étudier plus particulièrement la mortalité aux grands âges (France métropolitaine).

La première section porte sur la qualité des échantillons ; la deuxième partie compare les quotients de mortalité estimés traditionnellement par l'Insee aux estimations obtenues à l'aide des échantillons ; la troisième est consacrée à l'étude des différentiels sociaux et familiaux de mortalité aux âges élevés. Cette dernière partie a fait l'objet d'une publication dans Insee première.

L'annexe reprend une présentation en anglais des principaux points abordés dans le présent document, présentation faite en janvier 2006 lors du séminaire Recherches de l'Insee consacré à la mortalité aux grands âges.

## I. Qualité des échantillons Très Grands Ages et Compléments Grands Ages

Divers échantillons ont été constitués en 1999 (Sylvestre et Robert-Bobée, 2004a et b) et une partie des personnes échantillonnées étaient également à identifier pour l'EDP (Echantillon Démographique Permanent, sélection de personnes nées 4 jours particuliers). Les personnes appartenant à l'EDP ont été traités uniquement dans le cadre de l'EDP. La création de « faux » NIR pour les nés à l'étranger dans l'EDP ne permet pas d'actualiser les informations sur les décès de façon cohérente avec le reste des échantillons. Pour l'étude de la qualité des échantillons, ces personnes sont considérées comme non identifiées, puisqu'il sera difficile de rechercher leur état vital ultérieurement (procédures différentes de la recherche habituelle aux répertoires et dates d'actualisation des informations différentes).

---

<sup>1</sup> Date de naissance déclarée, avant redressements éventuels et imputation des non-réponses

Tableau 1 : Taille des échantillons, avec et sans les personnes traitées dans le cadre de l'EDP

	TGA			CGA		
	Hommes	Femmes	Ensemble	Hommes	Femmes	Ensemble
Taille échantillon	30520	28038	58558	55000	95027	150027
Personnes à identifier pour l'EDP	364	349	713	239	0	239
<b>Echantillon hors EDP</b>	<b>30156</b>	<b>27689</b>	<b>57845</b>	<b>54761</b>	<b>95027</b>	<b>149788</b>

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

## ***I.1. Personnes échantillonnées dans le cadre de l'EDP : un profil proche des autres***

### **Très Grands Ages**

En termes de profil par âge, par lieu de naissance (en France ou à l'étranger), diplôme, situation matrimoniale légale (célibataire, marié, divorcé, veuf), les personnes échantillonnées dans TGA et également dans l'EDP ont des caractéristiques très proches des autres. Les retirer de l'échantillon ne présente donc pas de biais particulier. Compte tenu de la difficulté à actualiser les informations de décès pour cette partie limitée des échantillons, on retire du champ des études les personnes dont l'identification est passée par l'EDP.

### **Compléments Grands Ages**

Le chevauchement entre l'EDP et l'échantillon Compléments Grands Ages ne comportent que des hommes (tableau 1). Les 239 hommes traités dans le cadre des travaux d'identification de l'EDP sont concentrés sur des âges particuliers : 90, 91 et 92 ans ; alors que l'échantillon Compléments Grands Ages couvre la population des 85 à 92 ans. Mais compte tenu de leur faible nombre (239 sur 55 000 hommes CGA), les répartitions par âge de l'ensemble de l'échantillon CGA avec ou sans les EDP sont identiques.

Les hommes de 90 à 92 ans EDP et non EDP ont des profils par lieu de naissance et situation matrimoniale légale très proches. Les variations sont plus fortes pour les diplômes (un peu plus de non réponse et de CEP parmi les EDP), mais là encore, compte tenu des faibles effectifs concernés, les répartitions sur CGA avec ou sans les EDP sont identiques.

**Conclusion** : retirer des échantillons de mortalité TGA et CGA les personnes dont l'identification a été traitée dans le cadre des opérations de l'EDP ne fait pas perdre de généralité aux résultats estimés. On retire finalement 1,2% des femmes et des hommes de TGA et 0,4 % des hommes de CGA (pas de femmes concernées dans CGA).

Il faudra en revanche penser à tenir compte de cette petite perte d'effectifs si on veut estimer des effectifs de population par âge et non estimer seulement des risques de décès par sexe et âge.

## ***I.2. Identification : échec plus fréquent chez les femmes et avec l'avancée en âge***

On s'intéresse désormais aux échantillons CGA et TGA hors personnes EDP : les échantillons comprennent 149 789 observations (54 761 hommes et 95 028 femmes) et 57 845 personnes (30 156 hommes et 27 689 femmes). (tableau 1).

## Taux d'identification des hommes supérieur à celui des femmes

85 % des femmes âgées de 94 ans ou plus (TGA hors EDP) et 86 % des femmes de 85 à 92 ans en 1999 (CGA hors EDP) ont été retrouvées dans les répertoires (SHM et RNIPP). Ces taux d'identification sont respectivement de 88 % et 92 % pour les hommes. Les femmes sont toujours moins bien identifiées que les hommes. Ceci est lié aux procédures d'identification. La recherche des personnes des échantillons dans les répertoires est réalisée à partir des informations suivantes : date et lieu de naissance, noms (nom de jeune fille pour les femmes) et prénoms des personnes à identifier. La recherche est plus souvent infructueuses pour les femmes, notamment parce qu'elles donnent parfois leur nom marital et non leur nom de jeune fille.

Les échecs d'identification sont de plus en plus nombreux avec l'avancée en âge (figure 1), ce qui explique notamment un meilleur taux d'identification pour l'échantillon CGA que pour TGA.

## Taux d'identification faible pour les nés à l'étranger

Les procédures de recherche dans les répertoires diffèrent selon les lieux de naissance. Les personnes nées en France sont enregistrées, dès leur naissance, au Répertoire National d'Identification des Personnes Physiques, alors que les personnes nées hors de France sont enregistrées selon les besoins (demande de carte de sécurité sociale par exemple) au répertoire Section Hors Métropole. De plus, des traitements complémentaires ont été mis en œuvre pour les personnes nées en France non retrouvées de façon automatique dans les répertoires (« traitement des litiges et anomalies »), mais pas pour les personnes nées à l'étranger.

Les échecs d'identification sont donc beaucoup plus nombreux parmi les personnes nées hors de France (étranger, TOM ou lieu de naissance inconnue). Moins de la moitié des femmes nées à l'étranger ou dans les TOM ont été retrouvées dans les répertoires, contre 95 % des femmes nées en France (tableau 2). Pour les hommes, les taux d'identifiés sont un peu plus élevés, mais demeurent nettement inférieurs à ceux des nés en France : 63 % des hommes nés à l'étranger de 85 à 92 ans et 42 % de ceux de 94 ans ou plus ont été identifiés, contre respectivement 98 % et 97 % pour les hommes nés en France.

Tableau 2 : Taux d'identification dans les échantillons Très Grands Ages et Compléments Grands Ages - hors EDP

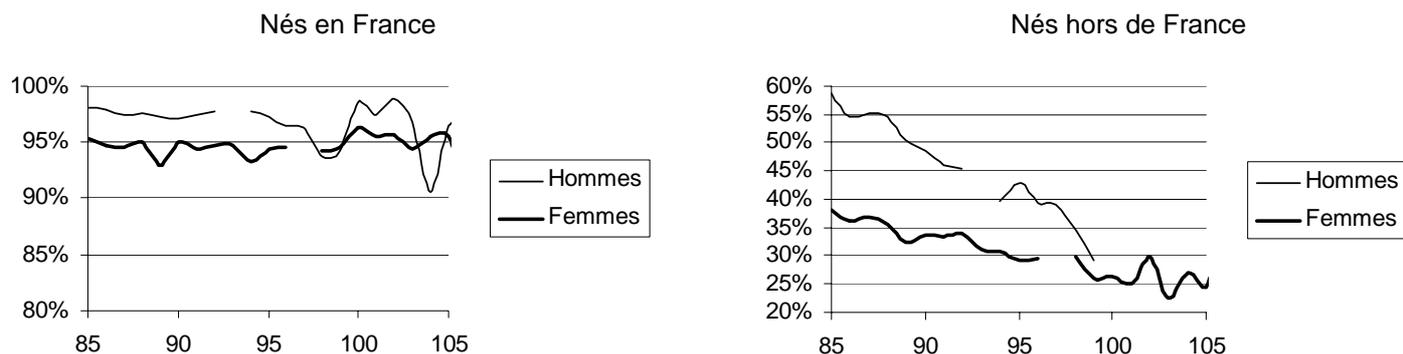
	Taux d'identification				Répartition des personnes échantillonnées			
	CGA		TGA		CGA		TGA	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
Lieu de naissance (recensement)								
En France	97,6	94,6	96,7	94,7	92,2	94,5	93,4	95,5
A l'étranger (+ TOM)	62,8	44,8	51,5	41,7	7,7	5,5	6,5	9,1
inconnu	2,5	1,3	1,5	0,9	0,1	0,0	0,1	0,1
Ensemble	91,5	86,2	88,1	85,1	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre de personnes identifiées	50121	81951	26570	23562				
Dont : nées en France	46214	77441	24826	22505				

Champ : sans les EDP

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

Pour les personnes nées en France, les échecs d'identification ont tendance à augmenter légèrement avec l'âge, et cette augmentation est par contre très forte pour celles nées à l'étranger (figure 1).

Figure 1 : Taux d'identification selon le lieu de naissance et l'âge atteint en 1999 (âge recensement)



Courbes tronquées à 105 ans en général et 99 ans pour les hommes nés à l'étranger

Champ : sans les EDP

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

### ***I.3. Caractéristiques des identifiés et des non identifiés***

#### **Parmi les non EDP, des profils différents entre les identifiés et les non identifiés**

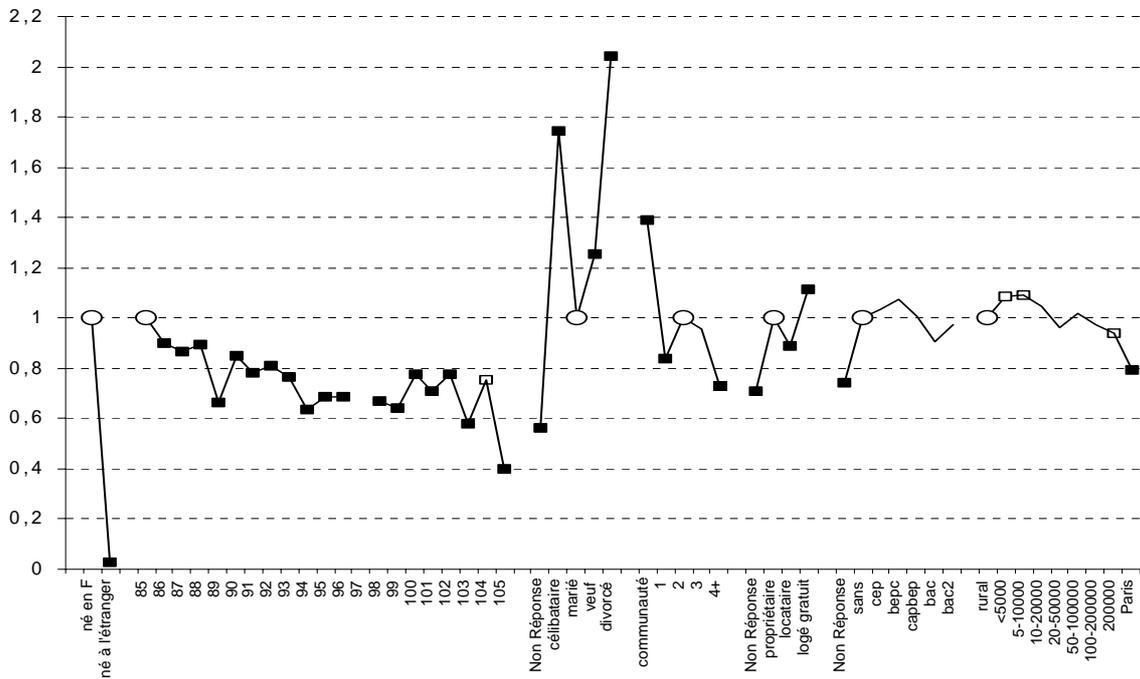
A autres variables contrôlées, on retrouve des taux d'identification nettement plus faibles pour les femmes et hommes nés à l'étranger (figure 2).

« Toutes choses égales par ailleurs » (âge, lieu de naissance, situation matrimoniale légale, statut d'occupation du logement, diplôme), les taux d'identification décroissent avec l'âge, la taille de la commune et le nombre de personnes résidant dans le logement. Ils sont plus faibles parmi les personnes nées à l'étranger que celles nées en France (figure 2). Les échecs sont plus nombreux parmi les personnes résidant en communauté (maisons de retraite et établissements de soins longue durée). « Toutes choses égales par ailleurs » (âge, lieu de naissance, nombre de personnes dans le logement, statut d'occupation du logement, diplôme, taille de l'unité urbaine), ils sont moins nombreux pour les femmes non mariées (célibataires, veufs, divorcés), ce qui peut être corrélées avec la difficulté d'identifier les femmes d'après leur nom d'épouse.

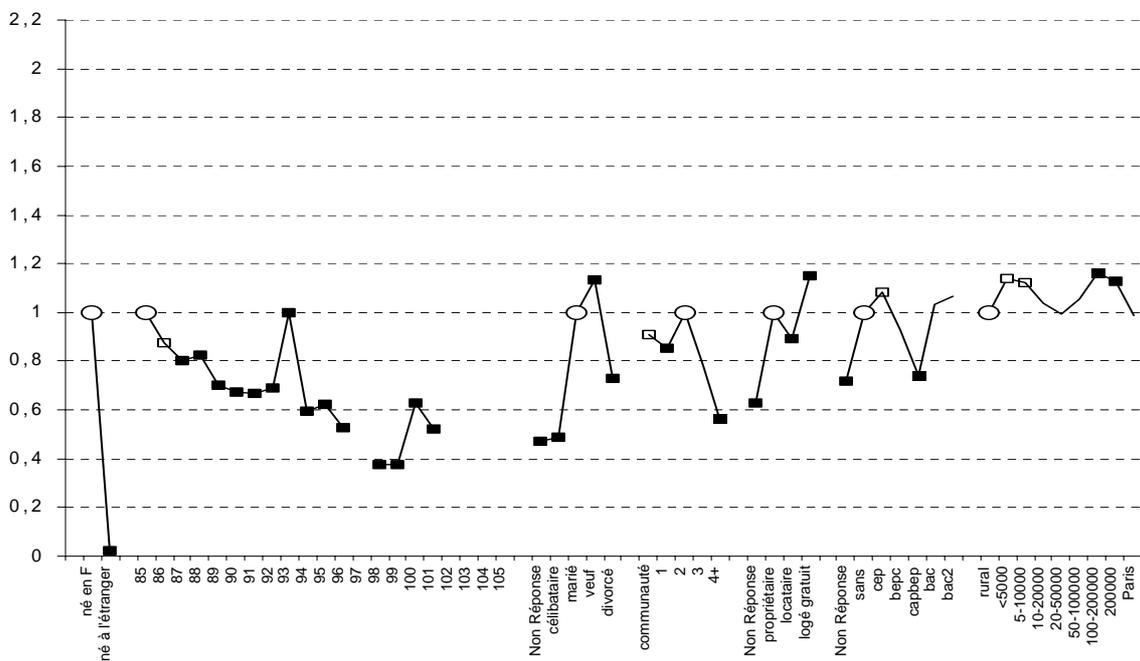
Les non-réponses à diverses variables du recensement (situation familiale, logement, diplôme) sont associées à des échecs d'identification plus fréquents. L'identification est aussi moins bonne pour les personnes résidant dans de grandes villes. Ceci renvoie sans doute aux procédures de traitement : l'identification automatique et le traitement des litiges en cas d'échec de l'identification automatique sont plus difficile quand on dispose de relativement peu d'informations sur la personne et lorsque plusieurs personnes de même caractéristiques sont retrouvées aux répertoires (« voisins »), ce qui a plus de chance de se produire pour des individus nés dans de grandes communes (les critères d'identification sont les noms prénoms date et lieu de naissance).

Figure 2 : Taux d'identification aux répertoires, selon le lieu de naissance, l'âge, la situation matrimoniale légale, le nombre de personnes résidant dans le logement, le statut d'occupation du logement, le diplôme, et la taille de l'unité urbaine de résidence - Régression logistique

a) odds-ratios-Femmes



b) odds-ratios - Hommes



Champ : sans les EDP

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

Lecture : Les modalités de référence sont repérées par un rond blanc. Les odds-ratios significativement différents de la référence apparaissent sur fond noir (seuil de 5%) ou blanc (seuil de 10 %).

## ***I.4. Erreurs sur l'âge***

Pour les personnes identifiées aux répertoires, on dispose d'une part de la date de naissance déclarée au recensement et de la date de naissance « certifiée » par les répertoires, que nous supposons être l'information juste. La comparaison entre ces deux informations permet d'étudier la qualité des âges recueillis au recensement. Comme attendu, les erreurs sur les dates de naissance déclarées par les personnes elles-mêmes (ou leur entourage) apparaissent de plus en plus nombreuses avec l'avancée en âge. En fait, il est difficile de savoir s'il s'agit d'erreurs sur les informations déclarées ou de problèmes de lecture des données (décalage quasi systématique de 100 ans pour certains âges).

La présente analyse de la qualité des âges déclarés au recensement porte sur les personnes identifiées, hors individus appartenant à l'EDP, soit 182 200 observations (tableau 2).

Les erreurs sont plus fréquentes pour les hommes que pour les femmes (tableau 3) : respectivement 4 % des hommes identifiés et 2 % des femmes identifiées ont une année de naissance aux répertoires différente de celle relevée au recensement (information brute, avant tout redressement). Les erreurs sont moins fréquentes pour les nés à l'étranger que pour les nés en France, vraisemblablement parce qu'une erreur sur l'année de naissance conduit plus souvent à un échec d'identification pour les personnes nées à l'étranger (traitement des litiges pour les nés en France, pas pour les nés à l'étranger).

Tableau 3 : pourcentage d'individus pour lesquels l'année de naissance d'après les répertoires est différente de l'année de naissance d'après le recensement de 1999

	femmes	hommes
Ensemble	1,7%	3,7%
Né en France	1,8%	4,0%
Né à l'étranger	0,6%	0,9%

Champ : identifiés, hors EDP

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

Le taux d'erreur est assez faible, mais il augmente fortement avec l'âge. Il est ainsi le plus élevé aux plus grands âges, pour lesquels les effectifs sont les plus faibles, ce qui pose problème pour l'estimation des quotients de décès à ces âges à partir de données de recensement ou d'estimations de population au dénominateur (effectifs par âge).

Figure 3 : Part des personnes âgées pour lesquelles l'année de naissance d'après le recensement diffère de celle donnée par les répertoires (« erreur sur l'année de naissance »), selon l'âge atteint en 1999 d'après le recensement

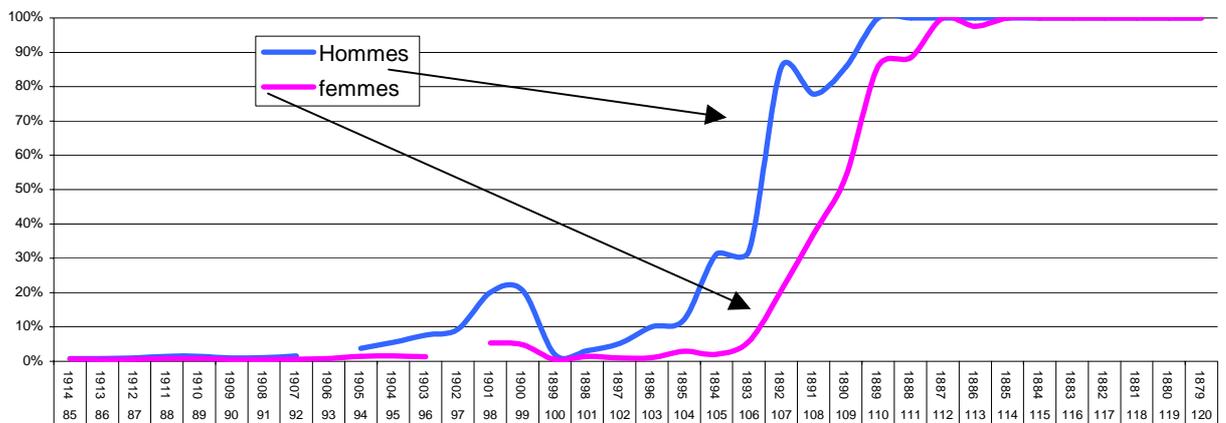
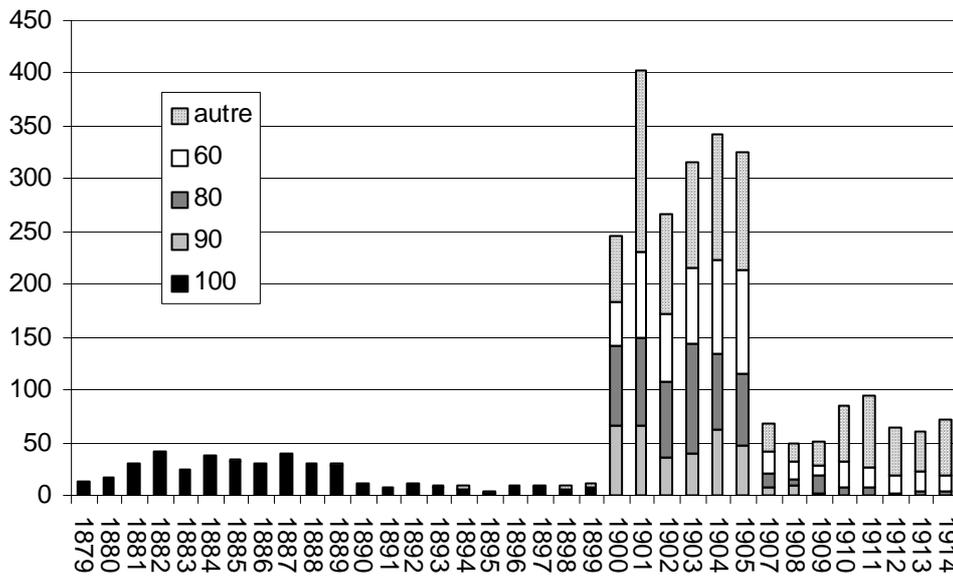


Figure 3 : Répartition des personnes (nombre de personnes échantillonnées) pour lesquelles les années au recensement et aux répertoires diffèrent, selon l'ampleur de cette différence



Champ : Hommes, identifiés hors EDP, années de naissance RP et répertoire différentes

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

Remarque : les effectifs présents dans les échantillons sont plus importants pour les années de naissance après 1900, les personnes les plus âgées étant tirées exhaustivement dans le recensement alors que seule une fraction des plus jeunes est tirée.

Tableau 4 : Principaux écarts constatés entre les années de naissance au recensement et celles aux répertoires (parmi les personnes pour lesquelles les deux années sont différentes) (en %)\*

	Femmes		Hommes	
	Année de naissance (recensement)		Année de naissance (recensement)	
Différence répertoire-recensement	<1900	>=1900	<1900	>=1900
100 ans	87,5	0,7	94,8	
-9 à +3 ans	5,2	21,8		9,7
4 ans		12,5		4,3
5-9 ans		11,2		8,4
10 ans		3,0		2,4
19 ans		3,1		2,2
20 ans		1,6		2,4
30 ans		3,6		4,4
40 ans				1,0
50 ans		2,2		2,1
60 ans		12,7		24,3
70 ans				1,2
80 ans		12,4		21,6
90 ans		10,1		13,9
<i>autre</i>		5,8		2,1
effectif	465	1358	424	2444

\*Seuls les écarts portant sur 20 personnes ou plus dans l'échantillon sont signalés

Champ : Hommes et femmes identifiées hors EDP, années de naissance RP et répertoire différentes

Source : Insee, échantillons de mortalité Très Grands Ages et Compléments Grands Ages de 1999

De façon générale, on ne note pas de tendance à arrondir les années de naissance ni les âges vers des valeurs entières. Il s'agit plutôt d'erreur de lecture d'un chiffre (0 au lieu de 6, 8 ou 9) ou d'erreurs de siècle pour les personnes nées avant 1900 d'après le recensement.

## II. Mortalité aux grands âges

L'analyse de la mortalité porte sur les personnes identifiées (pas d'information sur la date de décès éventuelle sinon), et est menée en fonction de l'âge calculé à partir des années de naissance des répertoires et non calculé à partir des années de naissance au recensement. Les quotients annuels de décès par âge rapportent le nombre de décès observés durant l'année à cet âge à la population de cet âge survivante en début d'année. Tous les âges s'entendent en différence de millésimes (âge atteint en fin d'année). L'étude est menée sur les années 2000 à 2002 pour ne pas intégrer la surmortalité de l'année 2003 suite à la canicule d'août.

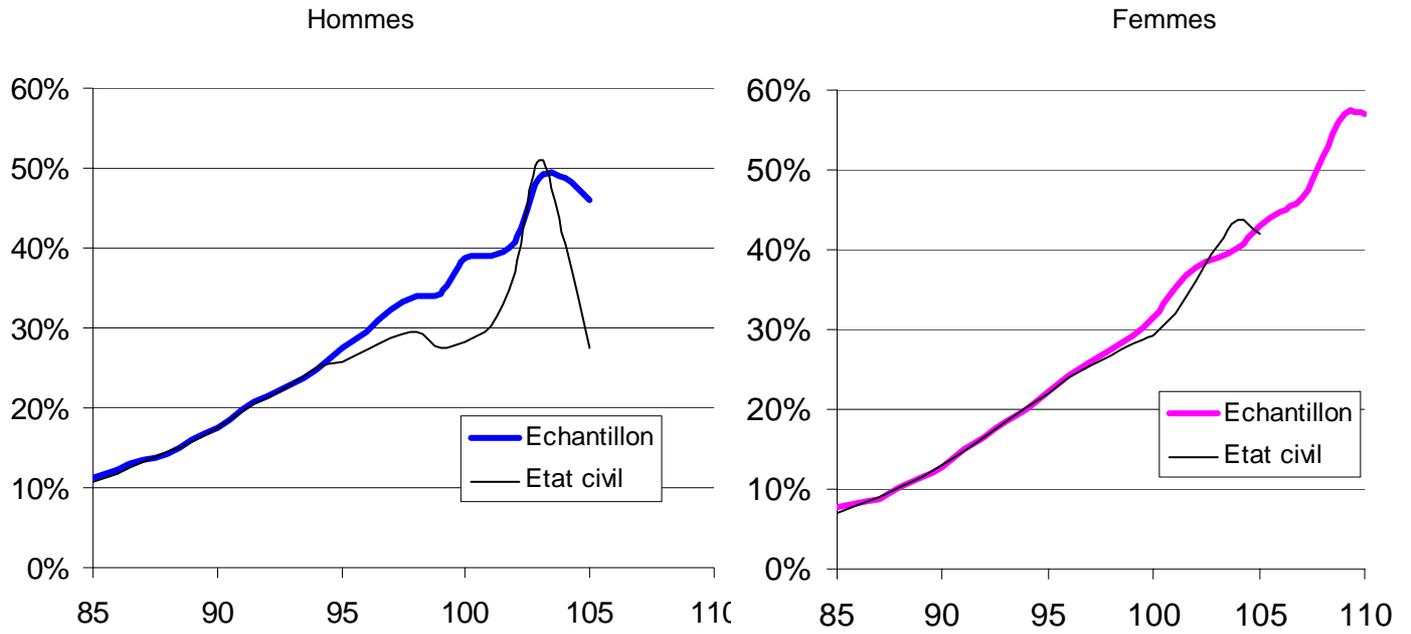
Les femmes nées en 1902 d'après le recensement (97 ans en 1999) et les hommes nés en 1906 (93 ans en 1999) n'ont pas été échantillonnés. Du fait d'erreurs sur les années de naissance, on récupère quelques individus nés en fait pendant ces années, mais trop peu pour les intégrer dans l'analyse. On estime donc les décès (respectivement survivants) aux « âges manquants » par la moyenne des décès (resp. survivants) aux âges encadrant. Pour les analyses en régression (modèles de durée), les personnes correspondants aux « âges manquants » en début de périodes sont retirées. On retire également de l'analyse les personnes échantillonnées qui ont en réalité moins de 85 ans.

## ***II. 1. Bonne estimation des quotients de décès par l'état civil pour les femmes, moins bonne pour les hommes***

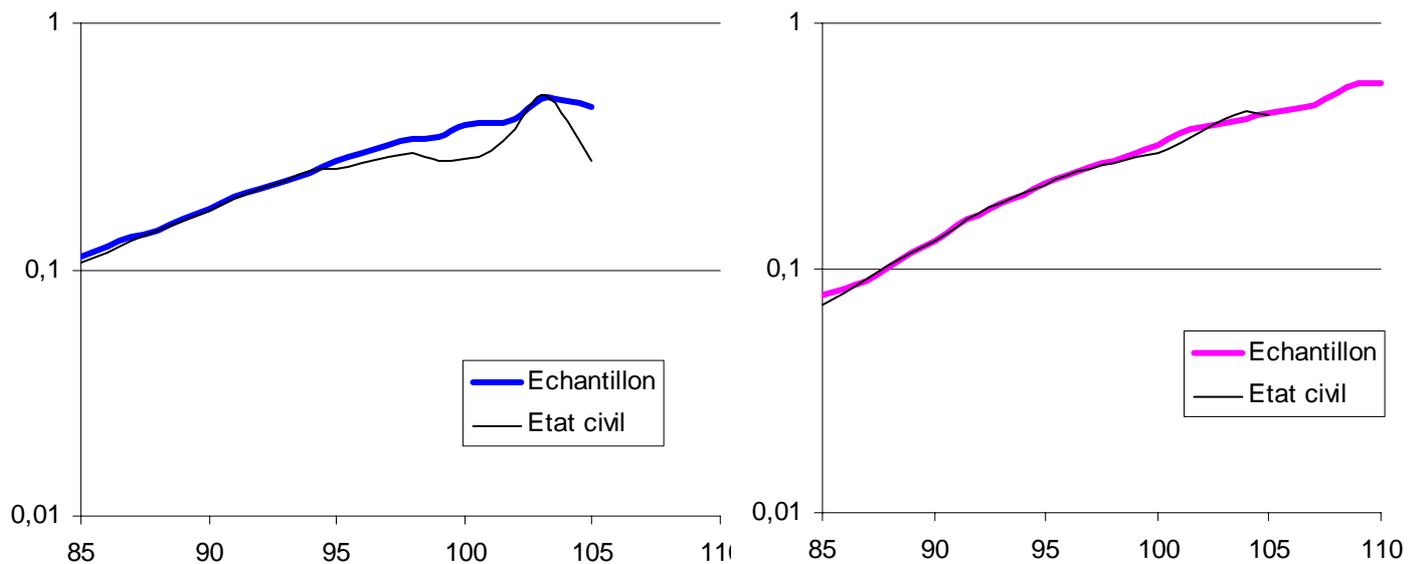
Pour les hommes, les quotients de mortalité estimés à partir de l'état civil sont très bien estimés jusque vers 95 ans, et ils sont fortement sous-estimés après 95 ans. De ce fait, l'espérance de vie à partir de 92 ans est sur-estimée (+0,4 à 97 ans, soit 20 % de durée de vie en plus entre cet âge et 105 ans). A 86 ans, elle était sur-estimée de seulement 0,1 an (soit 2% de durée de vie en plus entre 86 ans et 105 ans). (Figures 5 et 6).

Pour les femmes, les divergences commencent plus tard, un peu avant 100 ans. Elles sont alors moins marquées que pour les hommes, avec une légère sous-estimation puis une sur-estimation plus marquée vers 103 ans. Au total, l'espérance de vie estimée (avant 105 ans) à partir de la méthode traditionnelle d'estimation des quotients de décès (mêlant données d'état civil pour le nombre de décès et estimations de population ou recensement pour dénombrer la population par sexe et âge) diffère très peu de celle estimée à partir des échantillons de mortalité.

Figure 5 : Quotients de mortalité par âge atteint dans l'année des femmes et des hommes après 85 ans\*, années 2000-2002 - comparaison état civil/estimation de population et échantillons de mortalité



Echelle logarithmique

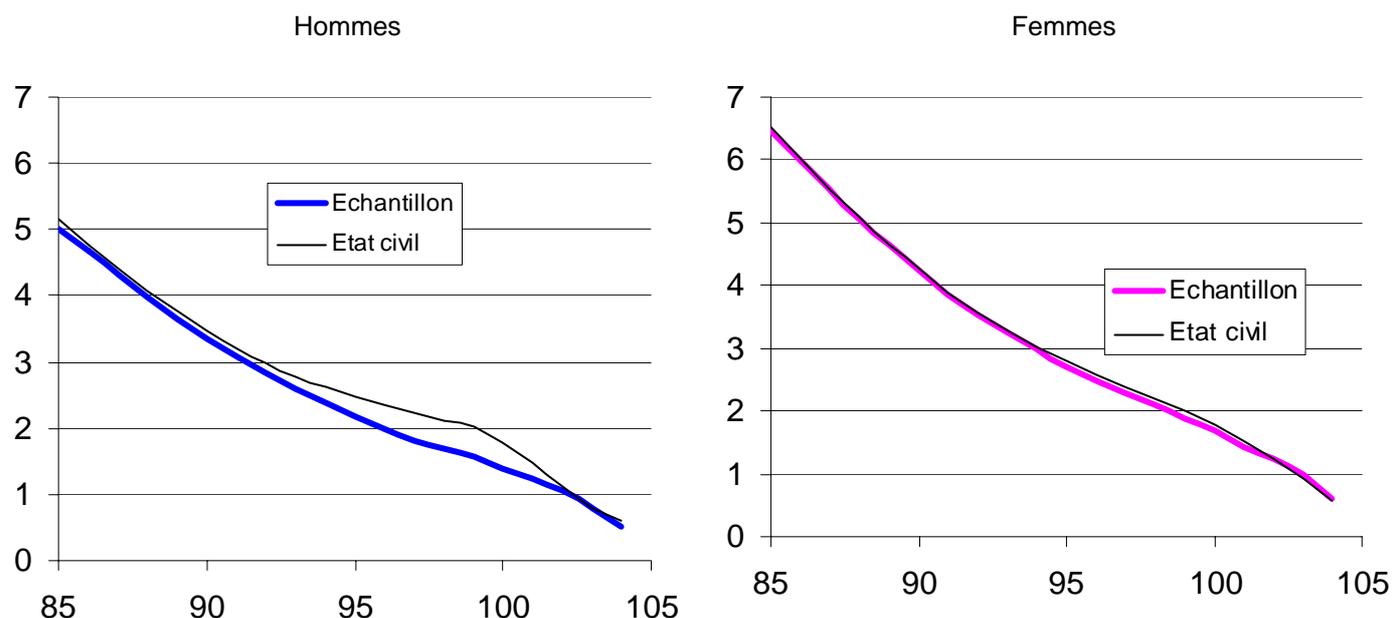


\* extrapolation à 85 ans, quotient de l'année 2001 pour 86 ans et de l'année 2002 pour 87 ans

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Figure 6 : Espérance de vie\* à divers âges des femmes et des hommes, années 2000-2002 - comparaison état civil/estimation de population et échantillons de mortalité



\* Entre l'âge x et 105 ans (les quotients de décès de l'état civil sont détaillés jusqu'à 104 ans)

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

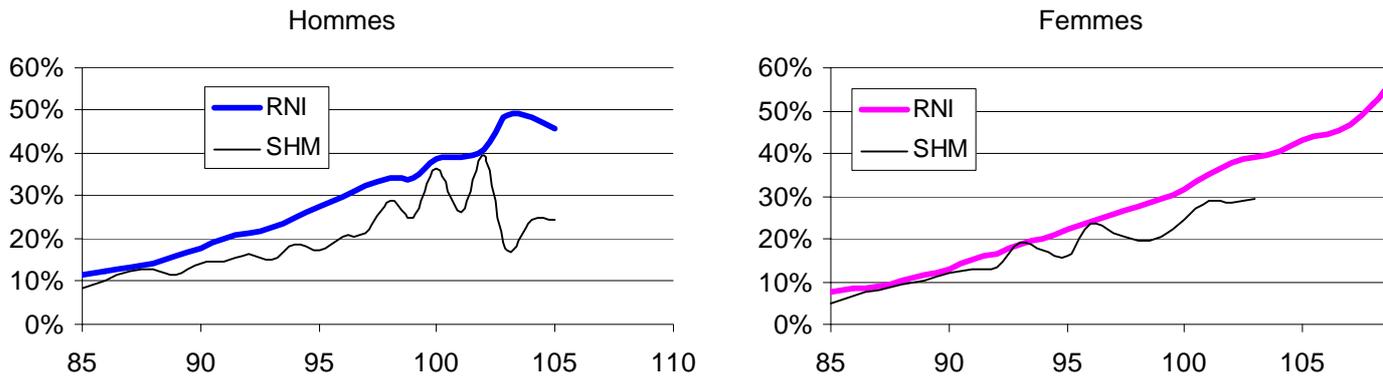
## ***II.2. Une qualité des données de décès toujours moindre pour les personnes nées à l'étranger***

Les informations sur les décès sont en général de moins bonne qualité pour les personnes nées à l'étranger (cf. *infra*), le circuit de collecte des données n'étant pas de même nature que pour les personnes nées en France. Les décès survenus en France sont connus de façon quasi exhaustive, aussi bien pour les personnes nées en France que celles nées à l'étranger. Les décès survenus à l'étranger sont parfois connus avec retard pour les personnes nées en France, et sont en général non connus pour les personnes nées à l'étranger.

Aux âges élevés, après 85 ans ici, les départs pour s'installer à l'étranger sont peu nombreux, ce qui limite les manques d'information sur les décès et justifiait la constitution des échantillons CGA et TGA également pour les personnes nées à l'étranger (recherche à la SHM).

Ainsi, la mortalité des personnes nées à l'étranger est en apparence plus basse que celle des personnes nées en France, du fait de la différence des circuits d'information (figure 7). Ces différences sont plus marquées pour les hommes. La mortalité des femmes nées à l'étranger est ainsi très proche de celles des femmes françaises jusque vers 95 ans, alors que la sous-estimation demeure marquée à tous les âges pour les hommes.

Figure 7 : Quotients de mortalité, années 2000-2002, selon le lieu de naissance



\* Entre l'âge x et 105 ans (les quotients de décès de l'état civil sont détaillés jusqu'à 104 ans)

### ***II.3. Forme de la courbe de mortalité aux grands âges***

Nous nous sommes intéressés à la forme de la courbe de mortalité aux grands âges. Nous avons donc estimé des tendances de mortalité entre 85 et 95 ans, âges pour lesquels les effectifs dans les échantillons sont suffisants. La tendance ainsi estimée a été prolongée aux âges plus élevés (96-105 ans) et nous essayons de retenir la courbe représentant le mieux les quotients de mortalité observés.

Différents ajustements ont été testés (tableau 5).

Il en ressort que la mortalité continue à croître avec l'âge, mais de façon non linéaire (le taux de croissance varie avec l'âge). En revanche, les résultats ne sont pas convaincants à ce stade sur le rythme d'évolution avec l'âge. Il semblerait que le modèle exponentiel soit le moins valable d'un point de vue graphique, tandis que les modèles de type logistique semblent mieux convenir sans que ce soit concluant.

Tableau 5 : Différents ajustements testés pour ajuster les quotients de mortalité par sexe et âge

ajustements	Quotients de décès à l'âge x	remarques	usage	sources
linéaire	$Q_x=ax+b$	Taux de croissance constant du quotient de décès avec l'âge		
quadratique	$Q_x=ax^2+bx+c$	La mortalité peut augmenter puis diminuer avec l'âge au-delà d'un certain âge		Vaupel <i>et al.</i> , 1998
logistique	$Q(x)=1/(1+\exp(ax+b))$	La mortalité atteint un certain plateau		Vaupel <i>et al.</i> , 1998
exponentiel	$Q_x=ae^{bx}$	Le taux de croissance de la mortalité augmente avec l'âge à un rythme constant	Loi de Gompertz (1825), appliquée à l'origine pour estimer la courbe de la force de mortalité et non le niveau direct de la mortalité Convient bien à la mortalité aux âges actifs	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
exponentiel avec constante	$Q_x=c+ae^{bx}$	C s'interprète comme un certain risque de décès indépendant de l'âge	Loi de Makenham (1860), appliquée à l'origine pour estimer la courbe de la force de mortalité	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Autre ajustement logistique	$Q_x=c+ae^{bx}/(1+\alpha e^{bx})$		appliquée à l'origine pour estimer la courbe de la force de mortalité	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Modèle de Kannisto	$Q_x=c+ae^{bx}/(1+ae^{bx})$		Modèle de Kannisto (1992), appliquée à l'origine pour estimer la courbe de la force de mortalité	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
exponentiel-quadratique	$\ln(q_x)=ax^2+bx+c$	La variation du taux de croissance de la mortalité peut changer au-delà d'un certain âge	convient pour estimer la courbe de la force de mortalité entre 85 et 110 ans, mais ne peut s'appliquer indéfiniment et peut donc s'avérer inappropriée aux âges plus élevés	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>

Sources:

A.R. Thatcher, V. Kannisto, et J. W. Vaupel (1999), "the force of mortality at old ages 80 to 120. Monographs on Population Aging, 5." Odense University Press

<http://www.demogr.mpg.de/Papers/Books/Monograph5/start.htm>

Vaupel J. W., Carey J. R., Christensen K., Johnson T. E., Yashin A. I., Holm N. V., Iachine I. A., Kannisto V., Khazaeli A. A., Liedo P., Longo V. D., Zeng Y., Manton K. G., Cursinger J. W. (1998) "Biodemographic Trajectories of Longevity", Science n°280, [www.science.org](http://www.science.org)

Les lois de types logistiques semblent les plus adaptés pour décrire la mortalité des hommes (tableau 6 et figure 8). Les résultats sont moins bons pour les femmes.

Tableau 6 : paramètres estimés - 85 à 95 ans (années 2000-2002)

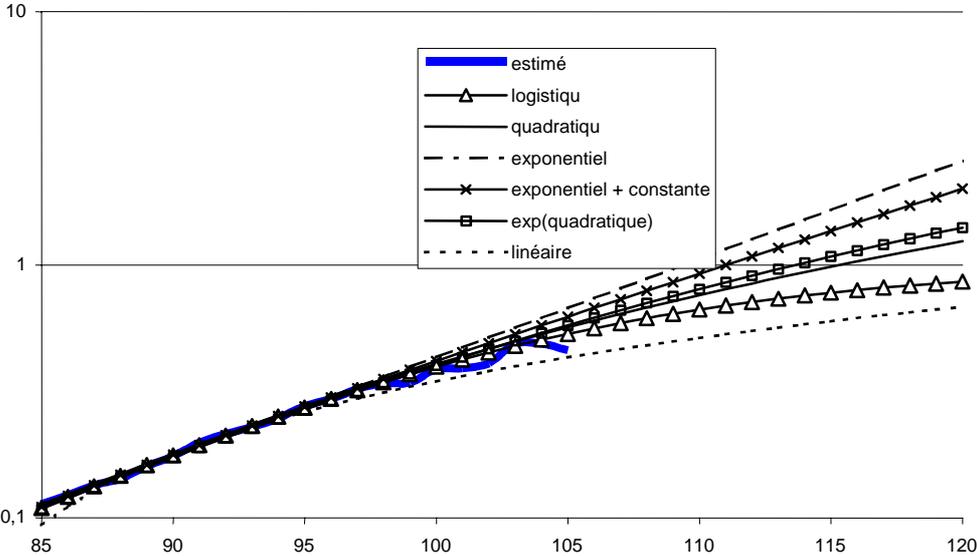
	Hommes		Femmes	
	paramètre	Intervalle de confiance à 95%	paramètre	Intervalle de confiance à 95%
$Q(x)=1/(1+\exp(ax+b))$				
A	-0,1114	[-0,1171;-0,1057]	-0,1320	[-0,1386;-0,1254]
B	11,5644	[11,0407;12,0882]	13,7816	[13,1712;14,3920]
$Q(x)=ax^2+bx+c$				
A	0,000639	[0,000285;0,000994]	0,000647	[0,000348;0,000946]
B	-0,0988	[-0,1630;-0,0346]	-0,1012	[-0,1553;-0,0471]
C	3,8948	[0,9924-6,7971]	3,9977	[1,5527;6,4427]
$Q(x)=\exp(ax+b)$				
a	0,0894	[0,0846;0,0942]	0,1117	[0,1048;0,1186]
b	-9,7819	[-10,2208;-9,3430]	-12,0963	[-12,7338;-11,4587]
$\exp(ax+b)+c$				
A	0,0751	[0,0319;0,1182]	0,0781	[0,0374;0,1188]
B	-8,3020	[-12,8042;-3,7999]	-8,6745	[-12,8980;-4,4510]
C	-0,0363	[-0,1659;0,0932]	-0,6622	[-0,1688;0,0445]
$Ax+b$				
A	0,0168	[0,0153-0,0184]	0,0159	[0,0144;0,0174]
B	-1,3344	[-1,4749--1,1939]	-1,2965	[-1,4325;-1,1605]
$\exp(ax^2+bx+c)$				
A	-0,00069	[-0,00265;0,00128]	-0,00220	[-0,00447;0,000056]
B	0,2146	[-0,1435;0,5726]	0,5139	[0,1014;0,9265]
C	-15,4773	[-31,7726;0,8181]	-30,4313	[-49,2440;-11,6185]

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

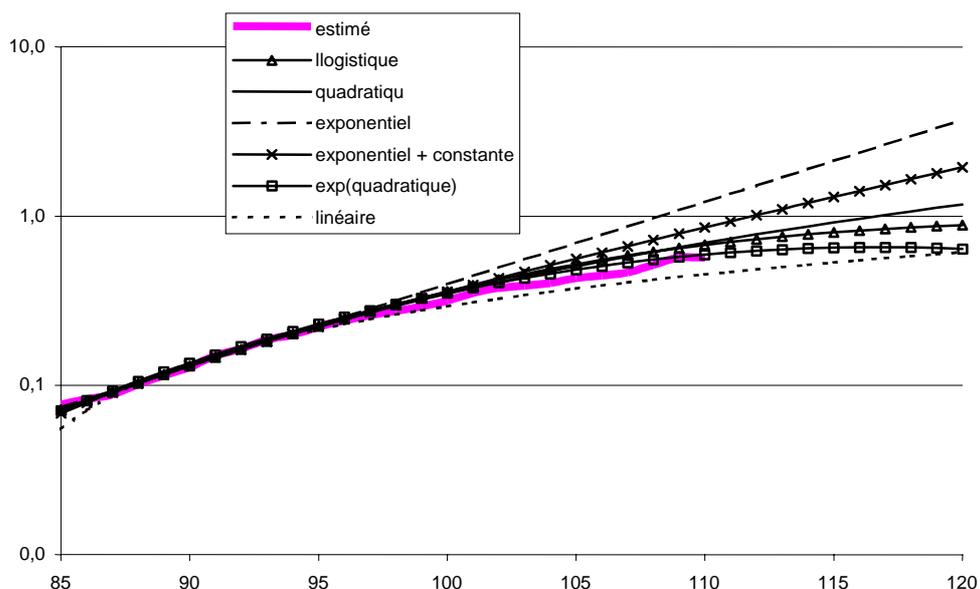
Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA

Figure 8 : quotients de décès estimés et ajustés (années 2000-2002), ajustement estimé entre 85 et 95 ans et extrapolé au-delà - échelle logistiqu

Hommes



Femmes



Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA

### III. Différentiels sociaux de mortalité aux grands âges

#### III.1. Selon le diplôme

Pour les hommes et les femmes âgés, les différences de mortalité selon le niveau d'études perdurent aux âges élevés (tableau 7 et figure 9).

Tableau 7 : risques annuels de décès selon le diplôme pour les femmes et les hommes (modèle de Cox à hasard proportionnel\*, incluant l'âge détaillé atteint en 1999 comme variable de contrôle)

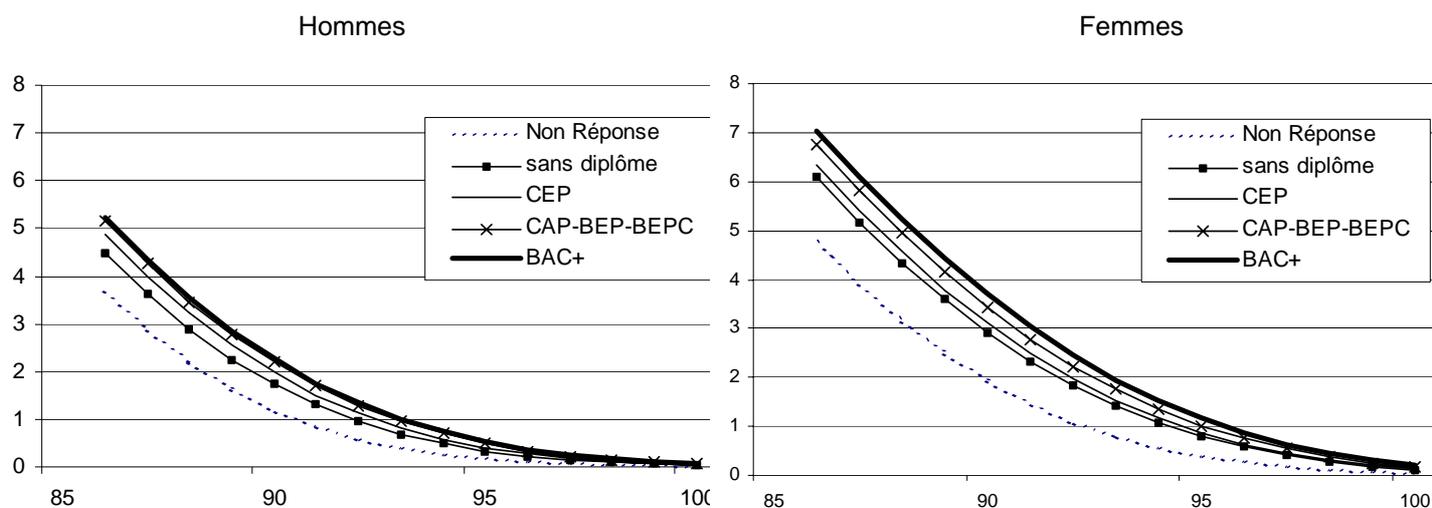
	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]	
	Hommes	Femmes
Non réponse	1,06 [1,03-1,10]	1,18 [1,15-1,21]
Sans diplômé	1	1
CEP	0,94 [0,91-0,97]	0,96 [0,94-0,99]
CAP-BEP	0,91 [0,86-0,97]	0,92 [0,85-0,99]
BEPC	0,86 [0,81-0,92]	0,89 [0,84-0,93]
BAC	0,90 [0,84-0,95]	0,87 [0,81-0,94]
BAC2+	0,88 [0,84-0,93]	0,77 [0,70-0,85]

\* la variable de durée est le nombre d'années écoulées entre 1999 et l'année de décès (si la personne est décédée en 2002 ou avant) ou 2002 (pour les survivants)

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Figure 9 : Espérances de vie à divers âges, selon le niveau d'études, pour les femmes et les hommes  
Condition de mortalité moyenne des années 2000-2002



Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA

Tableau 8 : Répartition des femmes et des hommes selon le diplôme

	Hommes	Femmes
Non réponse	17,5	25,1
Sans diplôme	29,5	32,4
CEP	32,9	29,8
CAP, BEP, BEPC	8,7	8,7
BAC ou plus	11,5	4,1
Ensemble	100,0	100,0
Effectif total	68701	98759

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Dans les conditions de mortalité des années 2000-2002, l'espérance de vie à 86 ans pour les hommes varie de 4,5 ans pour ceux qui n'ont pas de diplôme à 5,2 ans pour les hommes ayant au moins le BAC, soit un écart de 0,6 ans et une durée de vie espérée 1,2 fois plus longue pour les plus diplômés. Les différences entre ceux qui ont le BAC et ceux qui ont un CAP, BEP ou BEPC sont quasi inexistantes.

Pour les femmes, il y a un gradient croissant de la durée de vie avec le niveau d'étude. A 86 ans, toujours dans les conditions de mortalité des années 2000-2002, l'espérance de vie varie entre 6,1 ans pour les sans diplôme à 7,1 ans pour les femmes ayant le BAC, soit un écart de 1 an et une durée de vie espérée également 1,2 fois plus longue pour les plus diplômées.

L'absence de réponse au niveau de diplôme est associée à une forte mortalité et donc à une durée de vie restante moins longue : inférieure à 4 ans pour les hommes de 86 ans, et inférieure à 5 ans pour les femmes. Les hommes pour lesquels on ne connaît pas le niveau d'études ont un risque de décès 1,06 fois supérieur à celui des hommes sans diplôme (à âge donné), et ce rapport est de 1,18 entre les femmes dont on ne connaît pas le niveau d'études et les femmes n'ayant pas de diplôme (tableau 6). Cela signifie que les non-répondants sur le diplôme ne sont pas distribués au hasard dans la population, mais concentrés sur une population désavantagée en termes de longévité.

Les personnes dont on ne connaît pas le niveau d'études présentent en fait plus souvent que les autres des caractéristiques associées à une moindre longévité : elles sont un peu moins souvent mariées, et surtout, elles vivent plus souvent dans des collectivités plutôt qu'en ménages ordinaires (cf. *infra* tableau 13).

Les différences selon le niveau d'études diminuent avec l'âge (tableau 9). Elles s'annulent vers 100 ans. Nous avons scindé les échantillons en trois groupes d'âge, d'effectifs comparables dans les échantillons. Nous trouvons que les différences de mortalité selon le niveau d'études sont significatives pour les femmes et les hommes dans le premier groupe (85 à 87 ans). Dans le groupe d'âge intermédiaire, les différences sont significatives entre d'une part les plus diplômés, les "moyennement" diplômés, et les personnes dont on ne connaît pas le niveau d'études. Mais les différences ne sont plus significatives entre chaque niveau de diplôme détaillé. Dans le groupe le plus âgé (94 ans et plus), seules les femmes dont on ne connaît pas le niveau d'études ont une mortalité différente des autres. On ne constate plus de différences chez les hommes.

Tableau 9 : risques annuels de décès selon le diplôme pour les femmes et les hommes (modèle de Cox à hasard proportionnel\*, incluant l'âge détaillé atteint en 1999 comme variable de contrôle), pour différents groupes d'âge

#### Hommes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]		
	85-87 ans en 1999	88-93 ans en 1999	94 ans en 1999
Non réponse	1,11 [1,04-1,17]	1,07 [1,02-1,13]	0,94 [0,85-1,05]
Sans diplôme	1	1	1
CEP	0,90 [0,86-0,94]	0,98 [0,94-1,02]	1,00 [0,90-1,10]
CAP-BEP	0,86 [0,79-0,94]	0,96 [0,87-1,05]	1,00 [0,79-1,27]
BEPC	0,86 [0,79-0,94]	0,85 [0,77-0,93]	0,92 [0,75-1,13]
BAC	0,88 [0,81-0,96]	0,89 [0,81-0,98]	0,93 [0,77-1,14]
BAC2+	0,82 [0,75-0,88]	0,93 [0,86-1,00]	0,98 [0,84-1,15]
Effectif dans l'échantillon	21376	24610	22621

#### Femmes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]		
	85-87 ans en 1999	88-93 ans en 1999	94 ans en 1999
Non réponse	1,27 [1,21-1,34]	1,19 [1,14-1,24]	1,07 [1,00-1,14]
Sans diplôme	1	1	1
CEP	0,94 [0,89-0,98]	0,97 [0,93-1,01]	1,02 [0,95-1,09]
CAP-BEP	0,84 [0,75-0,95]	0,96 [0,86-1,07]	0,99 [0,80-1,23]
BEPC	0,82 [0,75-0,89]	0,91 [0,85-0,97]	0,97 [0,86-1,10]
BAC	0,82 [0,73-0,92]	0,90 [0,81-1,01]	0,95 [0,77-1,17]
BAC2+	0,77 [0,66-0,89]	0,72 [0,63-0,82]	1,03 [0,80-1,32]
Effectif dans l'échantillon	30109	35821	32673

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

### **III.2. Selon la catégorie sociale**

Pour les hommes et femmes, l'espérance de vie à 86 ans est plus longue pour les cadres et professions intermédiaires (tableau 10), qui représentent 20 % des hommes âgés et 9 % des femmes

âgées (tableau 11). Les différences sont très faibles entre les autres catégories sociales (du dernier emploi). Dans les conditions de mortalité des années 2000-2002, les hommes cadres et professions intermédiaires de 86 ans peuvent espérer vivre encore 5,2 ans, contre 4,4 ans pour les ouvriers. Pour les femmes, ces durées sont respectivement de 6,6 ans et 5,9 ans. (figure 10).

Tableau 10 : risques annuels de décès selon la catégorie sociale du dernier emploi pour les femmes et les hommes (modèle de Cox à hasard proportionnel\*, incluant l'âge détaillé atteint en 1999 comme variable de contrôle)

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]	
	Hommes	Femmes
Agriculteurs	0,96 [0,92-1,01]	1,00 [0,94-1,06]
Artisans-commerçants-chef d'entreprise	0,94 [0,89-0,99]	0,98 [0,92-1,04]
Cadre et prof. Intellectuelles supérieures	0,90 [0,85-0,95]	0,86 [0,75-0,99]
Professions intermédiaires	0,90 [0,85-0,95]	0,91 [0,85-0,98]
Employé	1,00 [0,95-1,05]	0,94 [0,85-0,98]
Ouvrier	1	1
En dehors du marché du travail avant la retraite (chômeurs non compris)	0,97 [0,88-1,06]	0,99 [0,95-1,04]

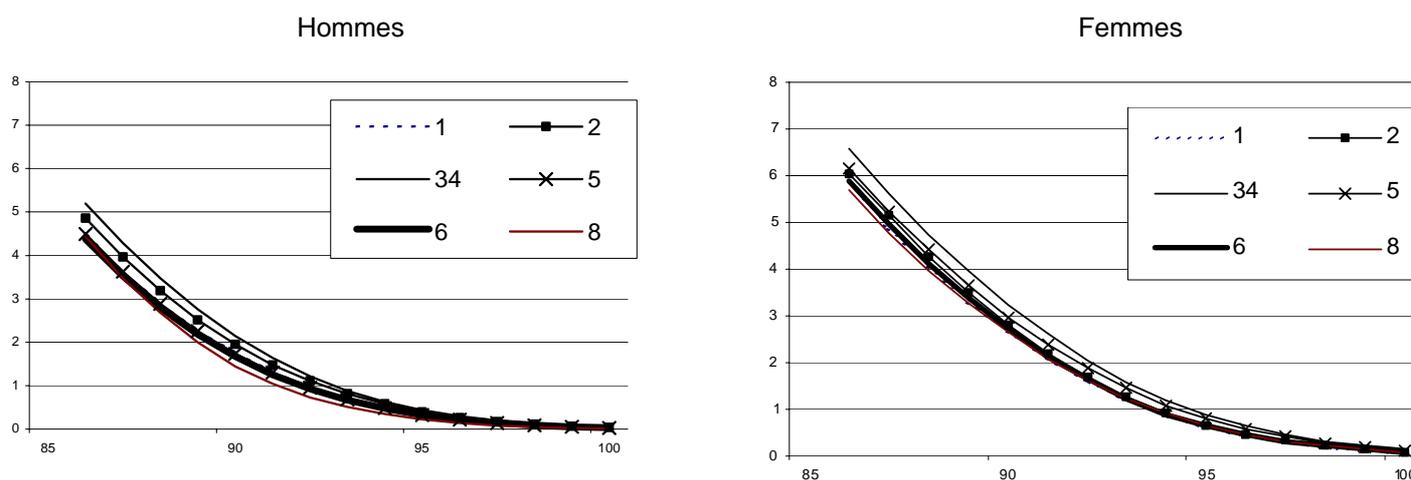
Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP. Exploitation complémentaire du recensement (environ la moitié des échantillons)

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Figure 10 : Espérances de vie à divers âges, selon la catégorie sociale, pour les femmes et les hommes

Condition de mortalité moyenne des années 2000-2002

(les numéros renvoient aux catégories sociales indiquées tableau 11)



Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP. Exploitation complémentaire du recensement (environ la moitié des échantillons)Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Tableau 11 : Répartition des femmes et des hommes selon la catégorie sociale (CS) du dernier emploi

Intitulé de la CS	N° de la CS	Hommes	Femmes
Agriculteur	1	17,7	10,8
Artisan-commerçant-chef d'entreprise	2	13,8	9,1
Cadre et prof. Intellectuelles supérieures	3	10,7	1,6
Professions intermédiaires	4	10,7	7,0
Employé	5	15,5	23,0
Ouvrier	6	27,6	15,9
En dehors du marché du travail avant la retraite (chômeurs non compris)	8	4,0	32,7
Ensemble		100,0	100,0
Effectif total		35713	43368

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP. Exploitation complémentaire du recensement (environ la moitié des échantillons) Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Les différences de mortalité selon la catégorie sociale diminuent également avec l'avancée en âge. (tableau 12 et figure 10). Nous avons séparé les échantillons en 3 groupes d'effectifs identiques (tableau 12). Dans le premier groupe (85 à 91 ans en 1999), les différences entre catégories sociales sont significatives, aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Ce n'est plus le cas après 91 ans.

Tableau 12 : Risques annuels de décès selon la catégorie sociale du dernier emploi pour les femmes et les hommes (modèle de Cox à hasard proportionnel\*, incluant l'âge détaillé atteint en 1999 comme variable de contrôle), pour différents groupes d'âge

Hommes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]		
	85-91 ans 1999	92-95 ans en 1999	96 ans ou plus en 1999
Agriculteur	0,95 [0,90-1,01]	1,02 [0,92-1,13]	0,96 [0,84-1,11]
Artisan-commerçant-chef d'entreprise	0,91 [0,85-0,97]	1,05 [0,94-1,18]	0,96 [0,82-1,12]
Cadre et prof. Intellectuelles supérieures	0,83 [0,77-0,90]	1,03 [0,91-1,17]	1,01 [0,86-1,19]
Professions intermédiaires	0,87 [0,81-0,93]	1,00 [0,88-1,14]	0,93 [0,79-1,11]
Employé	0,98 [0,93-1,04]	1,04 [0,93-1,16]	1,01 [0,87-1,17]
Ouvrier	1	1	1
En dehors du marché du travail avant la retraite (chômeurs non compris)	0,99 [0,88-1,12]	0,95 [0,79-1,15]	0,96 [0,77-1,21]
Taille de l'échantillon	12028	14327	9358

Femmes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]		
	85-91 ans en 1999	92-98 ans en 1999	99 ans ou plus en 1999
Agriculteur	1,01 [0,93-1,08]	0,97 [0,86-1,09]	1,03 [0,83-1,27]
Artisan-commerçant-chef d'entreprise	0,96 [0,88-1,04]	0,99 [0,88-1,12]	1,02 [0,82-1,27]
Cadre et prof. Intellectuelles supérieures	0,82 [0,69-0,91]	0,92 [0,70-1,20]	0,97 [0,64-1,49]
Professions intermédiaires	0,89 [0,82-0,98]	0,92 [0,80-1,06]	1,01 [0,79-1,29]
Employé	0,95 [0,89-1,01]	0,91 [0,92-1,00]	0,96 [0,80-1,15]
Ouvrier	1	1	1
En dehors du marché du travail avant la retraite (chômeurs non compris)	1,02 [0,96-1,08]	0,94 [0,86-1,03]	0,98 [0,83-1,15]
Taille de l'échantillon	16049	14215	13104

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP. Exploitation complémentaire du recensement (environ la moitié des échantillons)

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

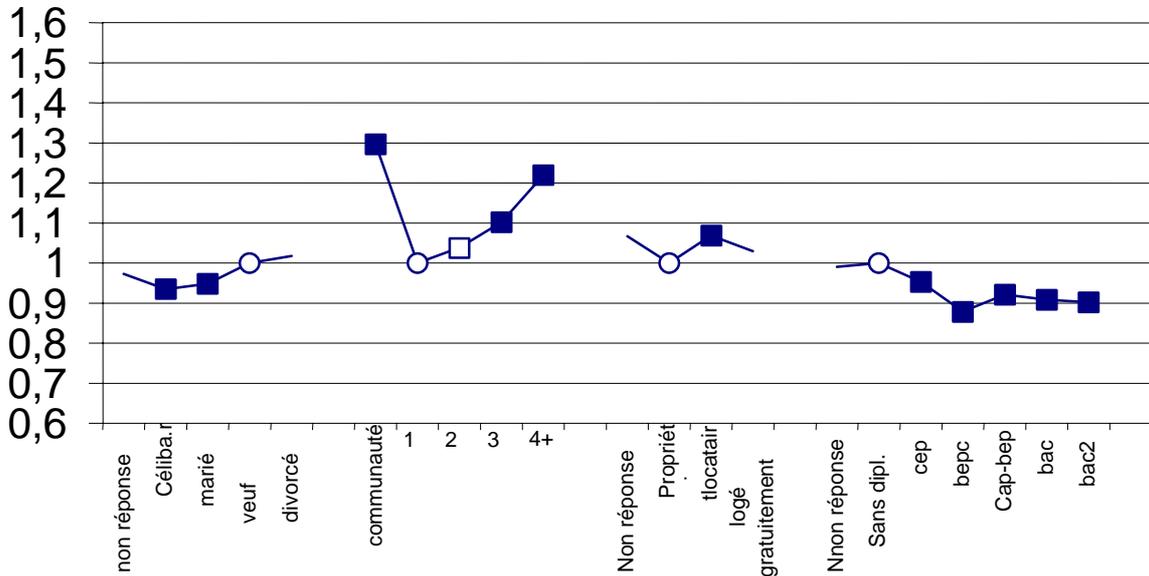
### ***III.3. Selon le statut matrimonial légal et le statut d'occupation du logement***

#### **Vivre en collectivité est plutôt un signe de mauvaise santé**

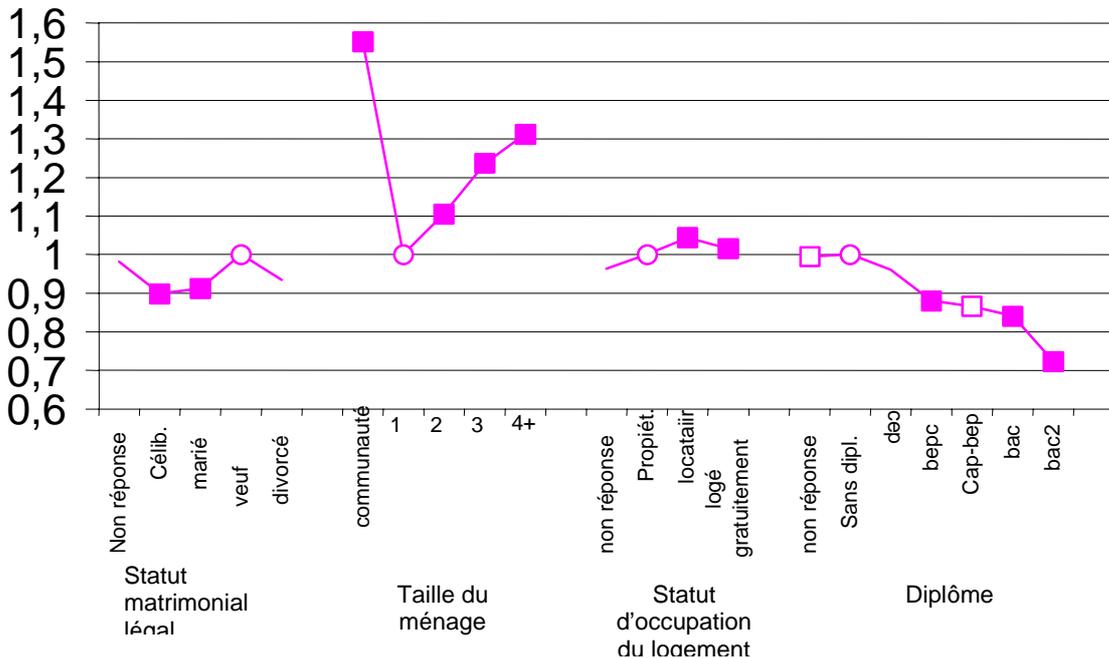
A autres caractéristiques identiques (âge, taille du ménage, statut d'occupation du logement, diplôme), les risques annuels de décès sont les plus faibles pour les hommes et femmes mariées, ainsi que les célibataires. Ils sont les plus élevés pour les veufs et veuves. Ils tendent à augmenter avec la taille du ménage, comme si vivre seul à un âge élevé traduisait un bon état de santé. Cet effet est encore plus important parmi ceux qui vivent en collectivité, qui présentent un risque nettement plus élevé de décès que les autres, surtout pour les femmes.

Figure 11 : risques annuels de décès selon le statut matrimonial légal, la taille du ménage, le statut d'occupation du logement, le diplôme (modèle de Cox à hasard proportionnel\*, incluant l'âge détaillé atteint en 1999 comme variable de contrôle) (odds-ratio)

Hommes



Femmes



\* la durée est le nombre d'années écoulées entre 1999 et l'année de décès (si la personne est décédée en 2002 ou avant) ou 2002 (pour les survivants)

**Lecture** : Les modalités de référence sont repérées par un rond blanc. Les odds-ratios significativement différents de la référence apparaissent sur fond noir (seuil de 5%) ou blanc (seuil de 10 %).

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP.

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

Comme pour le diplôme et la catégorie sociale, les différences de mortalité selon le statut matrimonial légal diminuent avec l'âge, aussi bien pour les femmes que pour les hommes. Les différences entre les personnes vivant seules et celles hébergées en communauté diminuent également avec l'âge, mais elles restent significatives même aux très grands âges, alors qu'il n'y a plus de différences pour les autres caractéristiques (tableau 13). Vivre en communauté serait donc plutôt le signe d'une santé dégradée, et serait ainsi associé à un risque de décès plus élevé.

Tableau 13 : Risques annuels de décès par diplôme, statut matrimonial légal, taille du logement, statut d'occupation du logement (modèle de Cox), pour différents groupes d'âges (odds-ratio)

Hommes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]			
	85-87 ans en 1999	88-93 ans en 1999	94 ans ou plus en 1999	Ensemble
Diplôme				
Non-réponse	1,01 [0,95-1,07]	1,00 [0,94-1,06]	0,94 [0,84-1,05]	0,99 [0,95-1,03]
Sans diplôme	1	1	1	1
CEP	0,92 [0,88-0,96]	0,99 [0,94-1,03]	1,00 [0,91-1,11]	0,95 [0,93-0,98]
CAP-BEP	0,88 [0,81-0,96]	0,97 [0,88-1,06]	1,00 [0,79-1,27]	0,92 [0,87-0,98]
BEPC	0,88 [0,81-0,96]	0,86 [0,78-0,94]	0,93 [0,76-1,14]	0,88 [0,83-0,93]
BAC	0,91 [0,83-0,99]	0,90 [0,82-0,99]	0,94 [0,77-1,15]	0,91 [0,86-0,96]
BAC2+	0,84 [0,78-0,91]	0,94 [0,87-1,02]	0,99 [0,84-1,16]	0,90 [0,86-0,95]
Statut matrimonial légal				
Non réponse	0,92 [0,80-1,06]	1,01 [0,88-1,16]	0,95 [0,73-1,23]	0,97 [0,89-1,07]
Célibataire	0,91 [0,84-0,98]	0,93 [0,86-1,01]	0,94 [0,78-1,12]	0,94 [0,89-0,99]
Marié	0,90 [0,85-0,95]	0,98 [0,93-1,03]	1,01 [0,90-1,13]	0,95 [0,91-0,99]
Veuf	1	1	1	1
Divorcé	1,00 [0,87-1,14]	1,03 [0,89-1,20]	0,86 [0,58-1,29]	1,02 [0,92-1,12]
Taille du ménage				
Communauté	1,44 [1,34-1,54]	1,31 [1,23-1,39]	1,04 [0,92-1,17]	1,30 [1,24-1,35]
1 personne	1	1	1	1
2 personnes	1,04 [0,97-1,11]	1,07 [1,01-1,14]	1,00 [0,88-1,13]	1,04 [1,00-1,08]
3 personnes	1,08 [0,99-1,19]	1,15 [1,05-1,24]	1,04 [0,89-1,22]	1,10 [1,04-1,17]
4+	1,23 [1,11-1,36]	1,26 [1,14-1,38]	1,06 [0,87-1,29]	1,22 [1,14-1,30]
Statut d'occupation du logement				
Non réponse	1,06 [0,94-1,20]	1,04 [0,91-1,19]	1,16 [0,90-1,51]	1,07 [0,98-1,16]
Locataire	1,09 [1,04-1,14]	1,05 [0,99-1,10]	1,05 [0,93-1,18]	1,07 [1,03-1,11]
Propriétaire	1	1	1	1
Logé gratuitement	1,08 [1,01-1,17]	0,98 [0,91-1,05]	1,01 [0,87-1,18]	1,03 [0,98-1,08]
Effectif dans l'échantillon	21376	24610	22621	68607

## Femmes

	Risque relatif de décès [intervalle de confiance à 95 %]			
	85-87 ans en 1999	88-93 ans en 1999	94 ans ou plus en 1999	Ensemble
Diplôme				
Non-réponse	1,01 [0,96-1,07]	1,05 [1,01-1,10]	1,00 [0,93-1,08]	1,03 [1,00-1,06]
Sans diplôme	1	1	1	1
CEP	0,97 [0,92-1,01]	0,99 [0,96-1,03]	1,03 [0,96-1,10]	0,99 [0,96-1,01]
CAP-BEP	0,86 [0,76-0,97]	0,98 [0,88-1,09]	1,01 [0,81-1,25]	0,93 [0,87-1,01]
BEPC	0,86 [0,79-0,93]	0,95 [0,88-1,02]	1,00 [0,88-1,13]	0,92 [0,88-0,97]
BAC	0,85 [0,76-0,96]	0,94 [0,84-1,05]	0,96 [0,78-1,19]	0,91 [0,84-0,98]
BAC2+	0,79 [0,68-0,92]	0,74 [0,65-0,85]	1,05 [0,82-1,35]	0,79 [0,72-0,87]
Statut matrimonial légal				
Non réponse	1,16 [1,02-1,33]	0,99 [0,88-1,10]	1,07 [0,90-1,28]	1,06 [0,98-1,14]
Célibataire	0,91 [0,85-0,98]	0,91 [0,86-0,97]	1,00 [0,91-1,09]	0,94 [0,90-0,97]
Marié	0,95 [0,89-1,02]	0,96 [0,90-1,03]	1,01 [0,84-1,22]	0,96 [0,91-1,00]
Veuf	1	1	1	1
Divorcé	0,97 [0,87-1,08]	1,03 [0,94-1,13]	0,95 [0,79-1,14]	1,00 [0,94-1,06]
Taille du ménage				
Communauté	2,05 [1,94-2,17]	1,51 [1,44-1,58]	1,25 [1,15-1,36]	1,60 [1,55-1,65]
1 personne	1	1	1	1
2 personnes	1,21 [1,13-1,29]	1,13 [1,07-1,19]	1,06 [0,96-1,18]	1,15 [1,11-1,20]
3 personnes	1,35 [1,24-1,47]	1,28 [1,20-1,36]	1,12 [1,00-1,25]	1,29 [1,24-1,35]
4+	1,45 [1,31-1,60]	1,37 [1,27-1,48]	1,21 [1,04-1,41]	1,39 [1,31-1,47]
Statut d'occupation du logement				
Non réponse	0,99 [0,86-1,15]	1,06 [0,95-1,18]	1,05 [0,85-1,30]	1,05 [0,96-1,14]
Locataire	1,07 [1,02-1,13]	1,07 [1,03-1,12]	1,06 [0,97-1,17]	1,08 [1,04-1,11]
Propriétaire	1	1	1	1
Logé gratuitement	1,11 [1,03-1,21]	1,01 [0,94-1,08]	1,10 [0,97-1,26]	1,07 [1,02-1,12]
Effectif dans l'échantillon	30109	35821	32673	98603

Champ : personnes nées en France, identifiées au RNIPP, hors personnes entrant dans le cadre de l'EDP.

Source : Insee, échantillon de mortalité CGA et TGA, hors EDP

## **Bibliographie citée dans le texte**

Brutel C. (2001) « Echantillons de mortalité basés sur le recensement de 1999 », Insee note interne n°101/F170 du 29 mai 2001

Sylvestre M. et Robert-Bobée I. (2004a), « Echantillon longitudinal de mortalité tiré à partir du recensement de 1999 : Très Grands Ages (TGA) et Compléments Grands Ages (CGA) », Insee, division Enquêtes et Etudes Démographiques

Sylvestre M, et Robert-Bobée I, (2004b) « Echantillon longitudinal de mortalité tiré à partir du recensement de 1999, Tous Ages, dictionnaire des codes », Insee

# Annexe

# New estimates of death rates at old ages in France

Isabelle Robert-Bobée, Insee, Division Enquêtes et Etudes Démographiques

With Olivier Cadot and Christian Monteil

## Objectives

In France, the increase in life expectancy stems mainly from the decrease in death rates at old ages. But the calculation of death rates at old ages is uncertain. Sex and age-specific death rates are estimated using two data sources : the number of deaths by sex and age (given by vital statistics) is reported to the corresponding population size (given by censuses and annual population size estimates).

To improve the estimation of death rates after age 85, the National French Statistical Office (Insee) built two specific samples. About 210,000 people were drawn from the 1999 census. For these people, census data were matched with information from the National Register for Physical Persons (RNIPP). Their registered date of birth and their date of death (if dead) were then collected. We suspect some errors in the year of birth provided by census data for the oldest old, and thus uncertainty on the estimation of death rates at very old ages.

## The data

### *Two samples drawn from the 1999 Census*

Two samples of old people were drawn from the 1999 census (Sylvestre M. et Robert-Bobée I., 2004a and 2004b). The first one consists in all men aged 94 and more (born in 1905 or before) and females aged 98 and more (born in 1901 or before)<sup>2</sup>. This is the sample called the "Very Old Sample", which includes 58,600 people. The second one consists in a selection of men aged 85 to 92 and women aged 85 to 96. This is the "Semi-Old People" sample. The probability to be drawn depends on sex and single year of age. The aim is to reach about the same number of deaths for each age and sex, under the assumption that the sex and age-specific death rates are the ones observed in 1997 (Brutel C. 2001). 150,000 people are included in the "Semi-Old People" sample. A total of 208,600 people are thus included in the samples designed for the analyse of mortality at old ages.

The samples were matched with the national registration of people, to pick up the identification number which allows to recover the date of death and to update this information over time<sup>3</sup>. We excluded from the samples the people who belong to the old people samples and to the Demographic

---

<sup>2</sup> The selection is based on the year of birth given by census data, before any imputations or adjustments.

<sup>3</sup> The matching between the sample and the National Register of People is allowed by the national commission dealing with the respect of privacy (CNIL).

Panel (EDP), due to the difficulty to update the information on their vital status (alive / dead). They are not numerous and their characteristics are very similar to the other old people. Therefore, their exclusion has no significant effects on results.

Table 1 : Samples sizes

	« Very old people »			«Semi-Old People »		
	Males	Females	Total	Males	Females	Total
Age reached in 1999	94 and more	98 and more		85-92	85-96	
Total sample size	30,520	28,038	58,558	55,000	95,027	150,027
People who are included both in the samples and in the Demographic Panel (EDP)	364	349	713	239	0	239
<b>Definitive Sample size</b>	<b>30,156</b>	<b>27,689</b>	<b>57,845</b>	<b>54,761</b>	<b>95,027</b>	<b>149,788</b>

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

### ***Matching data with the National Register of People : the identification step***

We now focus on the « Very Old People » and the « Semi-Old People » samples, EDP members excluded. Among the 207,600 people included in the samples, 182,000 were successfully matched to the National Register of People (88%). Matching failures are a lot numerous among those who are not born in France (see table 2 for details) : only about 40-45% of women (respectively 50-60% of men) born in foreign countries were recovered in the registers, in comparison to 95% (respectively 97%) of those born in France. It is due to the fact that the process to be registered in the National Register of People depends on the place of birth (France/foreign countries). People born in France are registered at birth, while people born in foreign countries are registered when needed (especially, when the registration number is needed to benefit from the social security system). Moreover, deaths that occur in foreign countries are less likely to be included in the register than deaths that occurred in France, especially for the people who are not born in France<sup>4</sup>.

The failure rate is also a little higher for females and for very old people.

---

<sup>4</sup> For people born in France, information on deaths that occur abroad may be reported in the national register thanks to information from embassies.

Table 2 : Identification rates (% of people successfully matched with the register)

	Identification rates				Distribution in the samples			
	Semi-Old People		Very Old People		Semi-Old People		Very Old People	
	Males	Females	Males	Females	Males	Females	Males	Females
<b>Place of birth (Census data)</b>								
France (overseas departments included)	97.6	94.6	96.7	94.7	92.2	94.5	93.4	95.5
Foreign countries (+ Overseas Territories)	62.8	44.8	51.5	41.7	7.7	5.5	6.5	9.1
Unknown	2.5	1.3	1.5	0.9	0.1	0.0	0.1	0.1
Total	91.5	86.2	88.1	85.1	100.0	100.0	100.0	100.0
Number of people identified	50,121	81,951	26,570	23,562				
... among those who are born in France	46,214	77,441	24,826	22,505				

Selection: EDP members excluded

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

## Death rates by sex and age

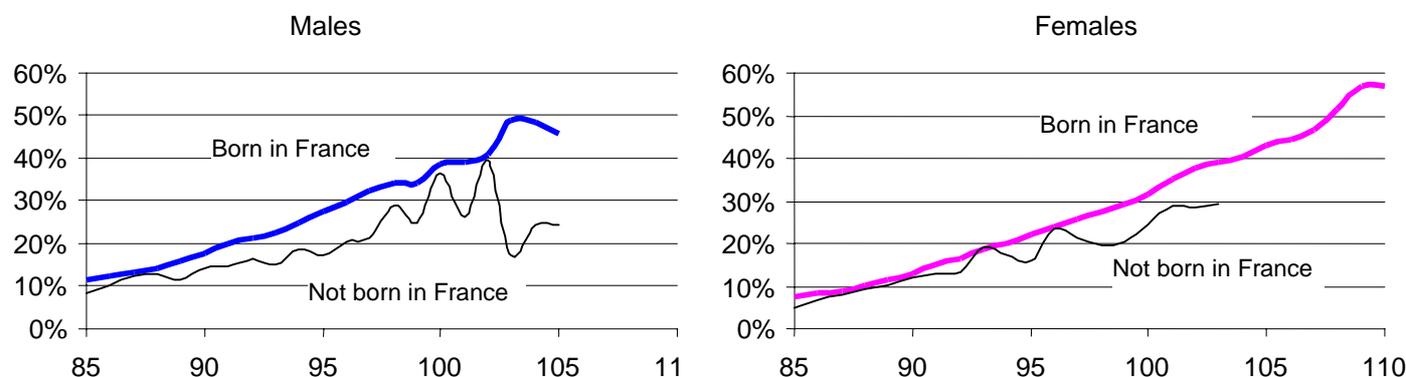
The analyse of death rates is based on the 182,000 people for whom the matching with the register succeeded. We focus on the annual mortality rates observed on average over the period 2000-2002.

For each sex and age, death rates report the number of deaths to the corresponding population size. Age is the age reached at the end of year, calculated using the year of birth recovered in the register (and not the information found in the census, which is wrong for 2% of females and 4% of males).

As no females aged 97 years old in 1999 and males aged 93 years old were included in the sample, death rates at those ages are estimated as the average of death rates at the very preceding and the very following ages.

### *The mortality of foreign born people is under-estimated*

Graph 1: Death rates by sex and age, depending on the place of birth - period 2000-2002



Selection: old people for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded

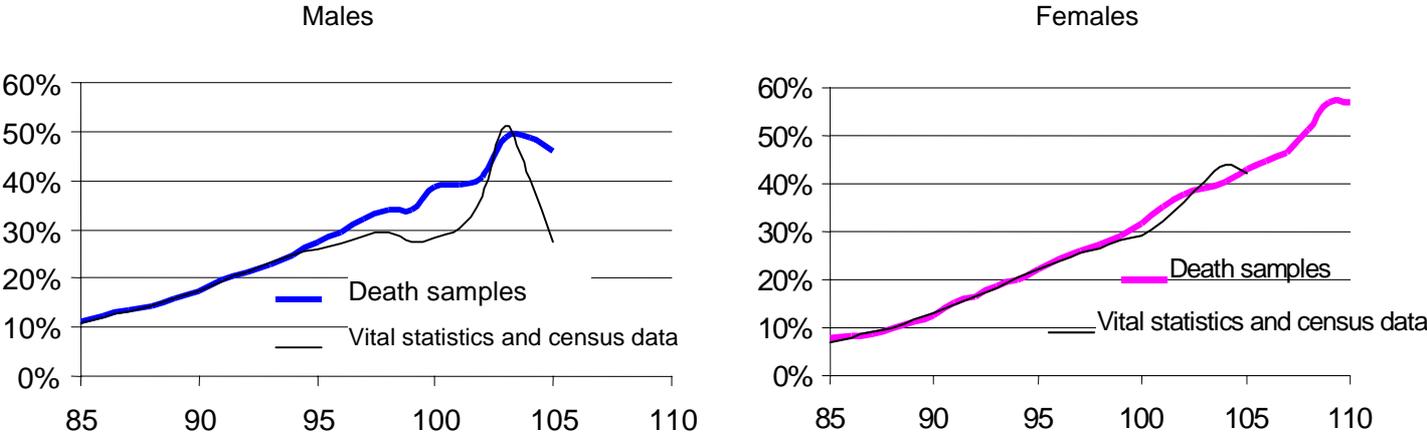
Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

At all ages, death rates are lower for people born out of France (graph 1). It stems from the fact that death is more likely to have not been reported in the registers for people born in foreign countries, and does not stem from a longer duration of life<sup>5</sup>.

The under-estimation is slighter for females than males, and increases with age along with the decrease in the population size.

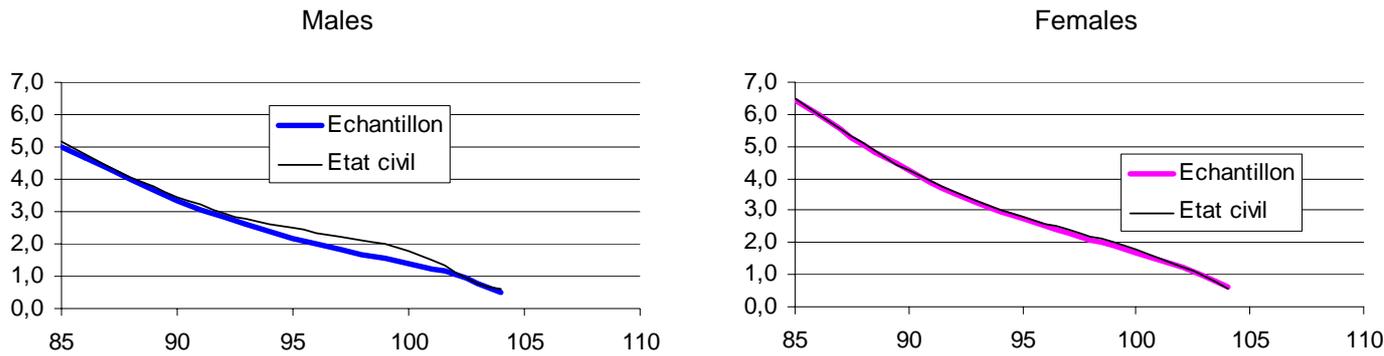
***Comparison between death rates estimated using the samples and the ones estimated using a combination of vital statistics and census data***

Graph 2: Death rates at old ages : comparison between death rates estimated using death samples and the ones estimated using vital statistics and census data - period 2000-2002



<sup>5</sup> The link between mortality and the place of birth is complex to analyse. On the one hand, due to selection effects, we can expect the foreign born people who came to live in France to be in a good health, and therefore a longer duration of life can't be excluded. On the other hand, foreign born people are more likely to come back to their country of birth and to die abroad, and then death may not be reported, leading to an under-estimation of their death risks. Moreover, the foreign born people found in the register may be in worst health than the other, if the identification number was needed to benefit from health services payment. The ones who are the best integrated to the French system, who are likely to be the most educated people and thus those who have longer duration of life, are more likely to be registered. It is thus very difficult to give a meaning to the different results according to the place of place, but we think that the under-estimation of death risks for foreign born people stems mainly for problems of data quality.

## Life expectancy at old ages\*



\* between age x and age 105 (vital statistics are not detailed by single years of age after age 105)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

The sex and age-specific death rates are well estimated using vital statistics and census data until age 94 years old for men and 97 years old for women.

After age 95, death rates for men are under-estimated using the traditional method. The decrease in death rates after age 98 and the increase around 105 seem to be an artefact due to both the small size of male population at those ages and the lack of quality in years of birth found in the census data for very old people. The under-estimation of death rates at very old ages leads to an over-estimation of life expectancy at old ages: +0.4 years old at age 97, which means that the life expectancy at age 97 is 20% higher than the one estimated using death samples.

The quality of estimates using vital statistics and census data is better for females than males.

### ***The shape of the curve of age-specific death rates at old ages***

We are interested in the extrapolation of sex and age-specific death rates at very old ages (for instance to include age-specific death rates at very old ages in sex and age population size projections). We estimated trends over age using data for ages 85 to 95 years old, for which the samples size are not too small. We choose the curve that seems to suit the best observed data at older ages (96 to 105).

We tested different kind of laws, such as the ones included in table 3.

Table 3: Type of laws tested for sex and age-specific death rates

Type of laws	Sex and age-specific death rate, for age $x$	remarks	uses	Sources
Linear	$Qx=ax+b$	constant increase rate in sex and age-specific death rates		
quadratic	$Qx=ax^2+bx+c$	Age-specific death rates may increase and then decrease after a certain age		Vaupel <i>et al.</i> , 1998
Logistic	$Q(x)=1/(1+\exp(ax+b))$	Death rates may reach a plateau		Vaupel <i>et al.</i> , 1998
Exponential	$Qx=ae^{bx}$	The increase rate in sex and age-specific death rates increases with age at a constant rate	Gompertz law (1825), originally applied to estimate the force of mortality and not mortality rates Suit well to data at working ages	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Exponential with an intercept	$Qx=c+ae^{bx}$	C is explained as the risk of death which does not depend on age	Makenham's laws (1860), originally applied to estimate the force of mortality	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Logistic model	$Qx=c+ ae^{bx} / (1+\alpha e^{bx})$		originally applied to estimate the force of mortality	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Kannisto model	$Qx=c+ ae^{bx} / (1+ae^{bx})$		Kannisto model (1992), originally applied to estimate the force of mortality	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>
Exponential-quadratic	$\ln(qx)=ax^2+bx+c$	The variation in the increase rate way change after a certain age	Suitable to the force of mortality between 85 and 110 years old, but cannot continue to hold indefinitely and may thus not be proved adequate at higher ages	<u>A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel, 1999</u>

Sources:

A.R. Thatcher, V. Kannisto, and J. W. Vaupel (1999), the force of mortality at old ages 80 to 120. Monographs on Population Aging, 5. Odense University Press  
<http://www.demogr.mpg.de/Papers/Books/Monograph5/start.htm>  
 Vaupel J. W., Carey J. R., Christensen K., Johnson T. E., Yashin A. I., Holm N. V., Iachine I. A., Kannisto V., Khazaeli A. A., Liedo P., Longo V. D., Zeng Y., Manton K. G., Cursinger J. W. (1998) "Biodemographic Trajectories of Longevity", *Science* n°280, [www.science.org](http://www.science.org)

We found that the best shape is given by logistic types of laws for men (table 4 and graph 3). Results are less convincing for females. We have thus to investigate more the fitting of death rates at old ages to specific laws and to investigate robustness if other ages groups are retained to estimated trends.

Table 4: Estimated parameters for ages 85 to 95 years old (period 2000-2002)

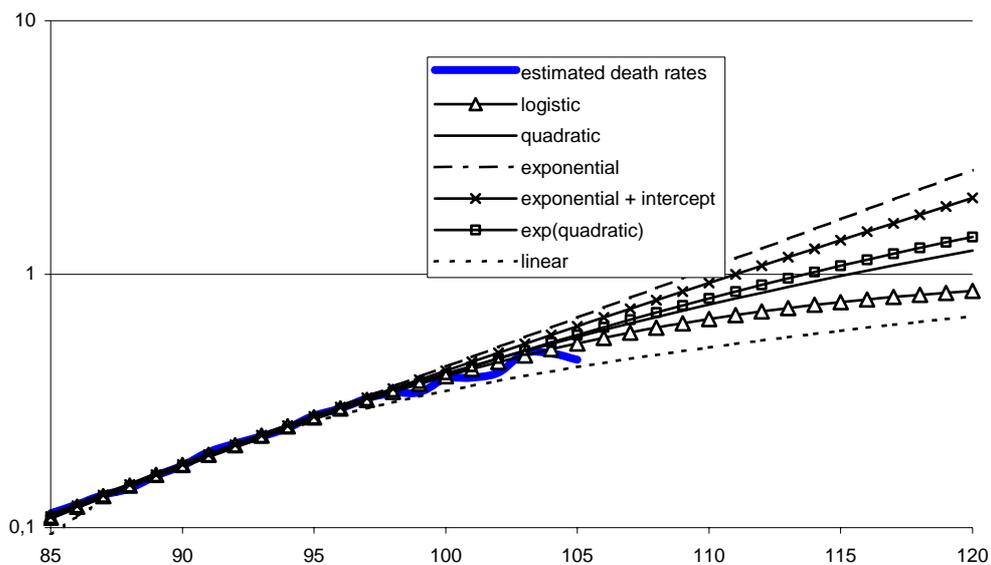
	Males		Females	
	parameter	95% Confidence Interval	parameter	95% Confidence Interval
$Q(x)=1/(1+\exp(ax+b))$				
A	-0.1114	[-0.1171;-0,1057]	-0.1320	[-0.1386;-0,1254]
B	11.5644	[11.0407;12.0882]	13.7816	[13.1712;14.3920]
$Q(x)=ax^2+bx+c$				
A	0.000639	[0.000285;0.000994]	0.000647	[0,000348;0.000946]
B	-0.0988	[-0.1630;-0.0346]	-0.1012	[-0.1553;-0.0471]
C	3.8948	[0.9924-6.7971]	3.9977	[1.5527;6.4427]
$Q(x)=\exp(ax+b)$				
a	0.0894	[0.0846;0.0942]	0.1117	[0.1048;0.1186]
b	-9.7819	[-10.2208;-9.3430]	-12.0963	[-12.7338;-11.4587]
$\text{Exp}(ax+b)+c$				
A	0.0751	[0.0319;0.1182]	0.0781	[0.0374;0.1188]
B	-8.3020	[-12.8042;-3.7999]	-8.6745	[-12.8980;-4.4510]
C	-0.0363	[-0.1659;0.0932]	-0.6622	[-0.1688;0.0445]
$Ax+b$				
A	0.0168	[0.0153-0.0184]	0.0159	[0.0144;0.0174]
B	-1.3344	[-1.4749--1.1939]	-1.2965	[-1.4325;-1.1605]
$\text{Exp}(ax^2+bx+c)$				
A	-0.00069	[-0.00265;0.00128]	-0.00220	[-0.00447;0.000056]
B	0.2146	[-0.1435;0.5726]	0.5139	[0.1014;0.9265]
C	-15.4773	[-31.7726;0.8181]	-30.4313	[-49.2440;-11.6185]

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

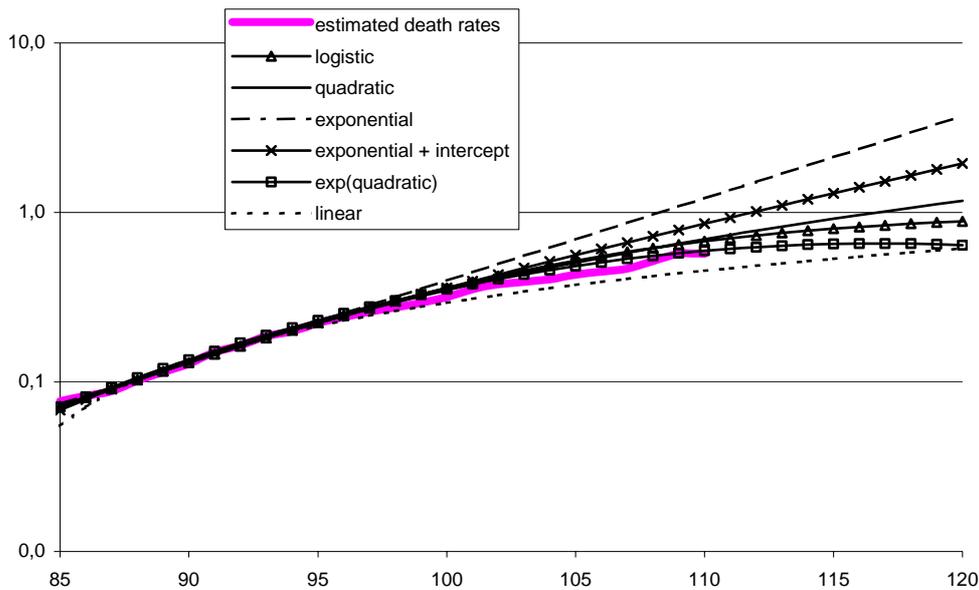
Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Graph 3: estimated and adjusted death rates (period 2000-2002). Adjustment estimated for ages 85 to 95 years old, and extrapolation for older ages

Males



## Females



Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

## Differential mortality at old ages

### *By educational level*

Differences in mortality are still significant for males and females after 85 years old. According to 2000-2002 death rates, the extra duration of life expected for men aged 86 varies from 4.5 years for men without any diploma to 5.2 years for the most educated ones (BAC). There are no significant differences between men with any "Baccalauréat" qualification including both vocational and general and men with a CAP, BEP or BEPC qualification. Men who have at least a CAP qualification are thus expected to live 20% longer than the lowest educated ones. Life expectancy is also increasing with educational levels for females. According to death rates estimated for years 2000 to 2002, the life expectancy of females aged 86 varies from 6.1 years for those without any diploma to 7.1 for those who succeeded in the Baccalauréat qualification, which means that the most educated women may expect to live 20% longer than the lowest educated ones too.

Non-responses on educational levels is associated with a very low duration of life: above 4 years for men and above 5 years for females. It means that non-respondents are not randomly distributed, but concentrated on disadvantaged men and women as far as mortality is concerned.

Table 5: Death probabilities by educational levels for males and females (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate)

	Relative Risks [95% Confidence intervals]	
	Males	Females
Non-response	1,06 [1,03-1,10]	1,18 [1,15-1,21]
No diploma	1	1
CEP	0,94 [0,91-0,97]	0,96 [0,94-0,99]
CEP-BEP	0,91 [0,86-0,97]	0,92 [0,85-0,99]
BEPC	0,86 [0,81-0,92]	0,89 [0,84-0,93]
BAC	0,90 [0,84-0,95]	0,87 [0,81-0,94]
BAC2+	0,88 [0,84-0,93]	0,77 [0,70-0,85]

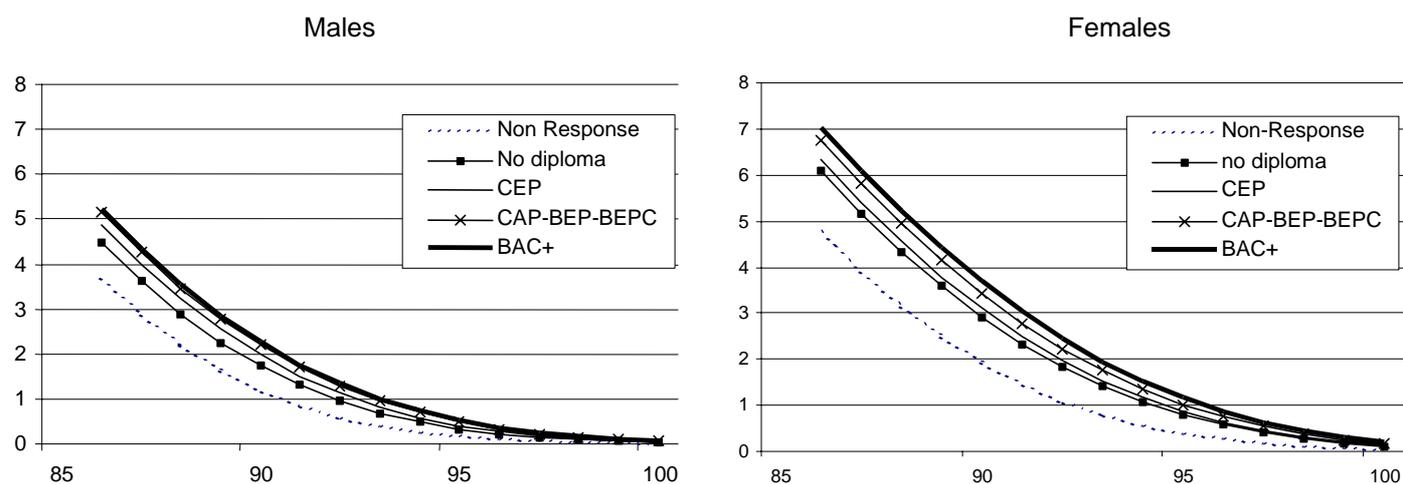
\* the time scale variable is the number of years spent from 1999 to the year of death (if the person died in 2002 or before) or to 2002 (for survivors)

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Graph 4: Life expectancy by age, depending on educational level and sex

Mean estimates for years 2000-2002



Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Table 6: Distribution of males and females according to educational level

	Males	Females
Non-response	17.5	25.1
No diploma	29.5	32.4
CEP	32.9	29.8
CAP, BEP, BEPC	8.7	8.7
BAC ou plus	11.5	4.1
Total	100.0	100.0
Sample size	68,607	98,603

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Table 7: Death probabilities by educational levels, for various age groups (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate)

Males

	Relative Risks [95% Confidence intervals]		
	85-87 years old in 1999	88-93 years old in 1999	94 years old and more in 1999
Non-response	1,11 [1,04-1,17]	1,07 [1,02-1,13]	0,94 [0,85-1,05]
No diploma	1	1	1
CEP	0,90 [0,86-0,94]	0,98 [0,94-1,02]	1,00 [0,90-1,10]
CEP-BEP	0,86 [0,79-0,94]	0,96 [0,87-1,05]	1,00 [0,79-1,27]
BEPC	0,86 [0,79-0,94]	0,85 [0,77-0,93]	0,92 [0,75-1,13]
BAC	0,88 [0,81-0,96]	0,89 [0,81-0,98]	0,93 [0,77-1,14]
BAC2+	0,82 [0,75-0,88]	0,93 [0,86-1,00]	0,98 [0,84-1,15]
Sample size	21376	24610	22621

Females

	Relative Risks [95% Confidence intervals]		
	85-87 years old in 1999	88-93 years old in 1999	94 years old and more in 1999
Non-response	1,27 [1,21-1,34]	1,19 [1,14-1,24]	1,07 [1,00-1,14]
No diploma	1	1	1
CEP	0,94 [0,89-0,98]	0,97 [0,93-1,01]	1,02 [0,95-1,09]
CEP-BEP	0,84 [0,75-0,95]	0,96 [0,86-1,07]	0,99 [0,80-1,23]
BEPC	0,82 [0,75-0,89]	0,91 [0,85-0,97]	0,97 [0,86-1,10]
BAC	0,82 [0,73-0,92]	0,90 [0,81-1,01]	0,95 [0,77-1,17]
BAC2+	0,77 [0,66-0,89]	0,72 [0,63-0,82]	1,03 [0,80-1,32]
Sample size	30109	35821	32673

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

Differences in mortality according to the educational levels are decreasing with age. We consider 3 age groups, so that the sample size is the same in each age group (see table 7). We find that differences according to the level of educational are significant for males and females in the first age group (85 to 87 years old reached in 1999), significant between the most educated people, the average educated people and those for whom the level of education is unknown, but differences are not significant for all levels. Finally, for the oldest group (94 years old and more in 1999), only the women for whom the level of education is unknown have different mortality risks than other females and we find no more difference according the educational level for the very old men.

## ***By previous occupation status***

For both men and women, life expectancy is longer for professionals, managers and intermediate white-collar workers, who represent about 20 % of old men but only 9 % of old women. Differences are very slight among the other occupational status, especially for females. According to 2000-2002 death rates, professionals, managers and intermediate white-collar workers aged 86 are expected to live 5.2 years more, whereas workers are expected to live 4.4 years more. For females the figures are respectively 6.6 and 5.9.

Differences in mortality according to occupational status are decreasing with age too. We consider 3 age groups, so that the sample size is the same for each age group (see table 10). We find that differences according to occupational status are only significant for males and females in the first age group (85 to 91 years old reached in 1999) and are no more significant after age 91.

Table 8: Death probabilities by (previous) occupational status for males and females (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate)

	Relative Risks	
	[95% Confidence intervals]	
	Males	Females
Farmers	0,96 [0,92-1,01]	1,00 [0,94-1,06]
The Self-employed (farmers excluded)	0,94 [0,89-0,99]	0,98 [0,92-1,04]
Professionals and managers	0,90 [0,85-0,95]	0,86 [0,75-0,99]
Intermediate white-collar workers	0,90 [0,85-0,95]	0,91 [0,85-0,98]
Office and sales personnel	1,00 [0,95-1,05]	0,94 [0,85-0,98]
Workers	1	1
Not in the labour market before retirement (job-seekers excluded)	0,97 [0,88-1,06]	0,99 [0,95-1,04]

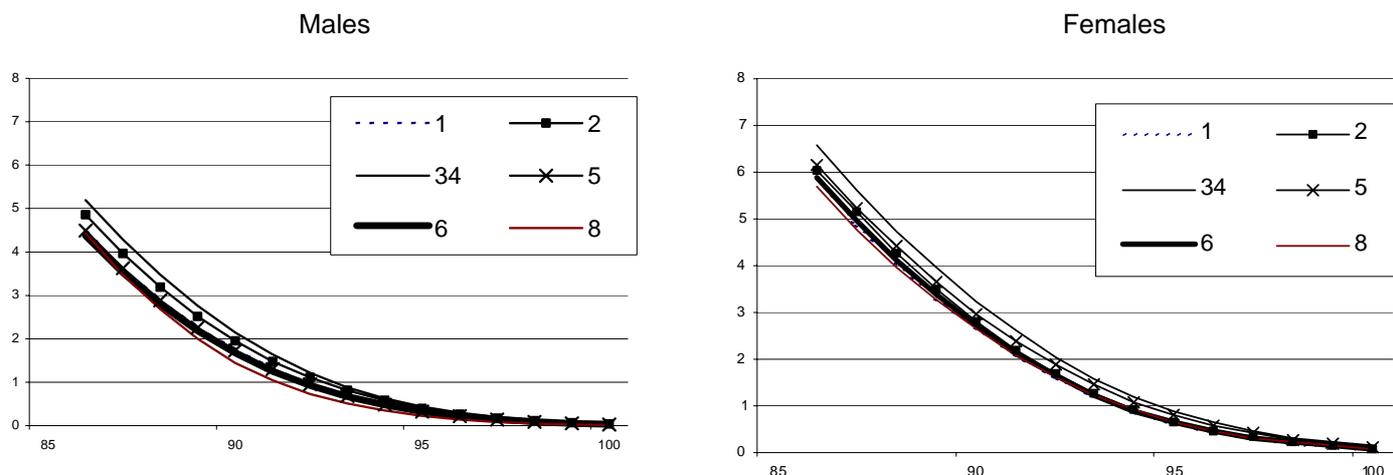
\* the time scale variable is the number of years spent from 1999 to the year of death (if the person died in 2002 or before) or to 2002 (for survivors)

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999)

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded. People for whom the occupational status was computed (about 1/4 of the "Semi-Old Sample" and all the "Very Old Sample").

Graph 4: Life expectancy by age, depending on educational level and sex

Mean estimates for years 2000-2002



Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999).

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded. People for whom the occupational status was computed (about 1/4 of the “Semi-Old Sample” and all the “Very Old Sample”).

Table 9 : Distribution of males and females according to previous occupational status

		males	females
1	Farmers	17.7	10.8
2	The Self-employed (farmers excluded)	13.8	9.1
3	Professionals and managers	10.7	1.6
4	Intermediate white-collar workers	10.7	7.0
5	Office and sales personnel	15.5	23.0
6	Workers	27.6	15.9
8	Not in the labour market before retirement (job-seekers excluded)	4.0	32.7
Total		100.0	100.0
Sample size		35,713	43,368

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999).

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded. People for whom the occupational status was computed (about 1/4 of the “Semi-Old Sample” and all the “Very Old Sample”).

Table 10: Death probabilities by (previous) occupational status, for various age groups (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate)

Males

	Relative Risks [95% Confidence intervals]		
	85-91 years old in 1999	92-95 years old in 1999	96 years old and more in 1999
Farmers	0,95 [0,90-1,01]	1,02 [0,92-1,13]	0,96 [0,84-1,11]
The Self-employed (farmers excluded)	0,91 [0,85-0,97]	1,05 [0,94-1,18]	0,96 [0,82-1,12]
Professionals and managers	0,83 [0,77-0,90]	1,03 [0,91-1,17]	1,01 [0,86-1,19]
Intermediate white-collar workers	0,87 [0,81-0,93]	1,00 [0,88-1,14]	0,93 [0,79-1,11]
Office and sales personnel	0,98 [0,93-1,04]	1,04 [0,93-1,16]	1,01 [0,87-1,17]
Workers	1	1	1
Not in the labour market before retirement (job-seekers excluded)	0,99 [0,88-1,12]	0,95 [0,79-1,15]	0,96 [0,77-1,21]
Sample size	12028	14327	9358

Females

	Relative Risks [95% Confidence intervals]		
	85-91 years old in 1999	92-98 years old in 1999	99 years old and more in 1999
Farmers	1,01 [0,93-1,08]	0,97 [0,86-1,09]	1,03 [0,83-1,27]
The Self-employed (farmers excluded)	0,96 [0,88-1,04]	0,99 [0,88-1,12]	1,02 [0,82-1,27]
Professionals and managers	0,82 [0,69-0,91]	0,92 [0,70-1,20]	0,97 [0,64-1,49]
Intermediate white-collar workers	0,89 [0,82-0,98]	0,92 [0,80-1,06]	1,01 [0,79-1,29]
Office and sales personnel	0,95 [0,89-1,01]	0,91 [0,92-1,00]	0,96 [0,80-1,15]
Workers	1	1	1
Not in the labour market before retirement (job-seekers excluded)	1,02 [0,96-1,08]	0,94 [0,86-1,03]	0,98 [0,83-1,15]
Sample size	16049	14215	13104

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999).

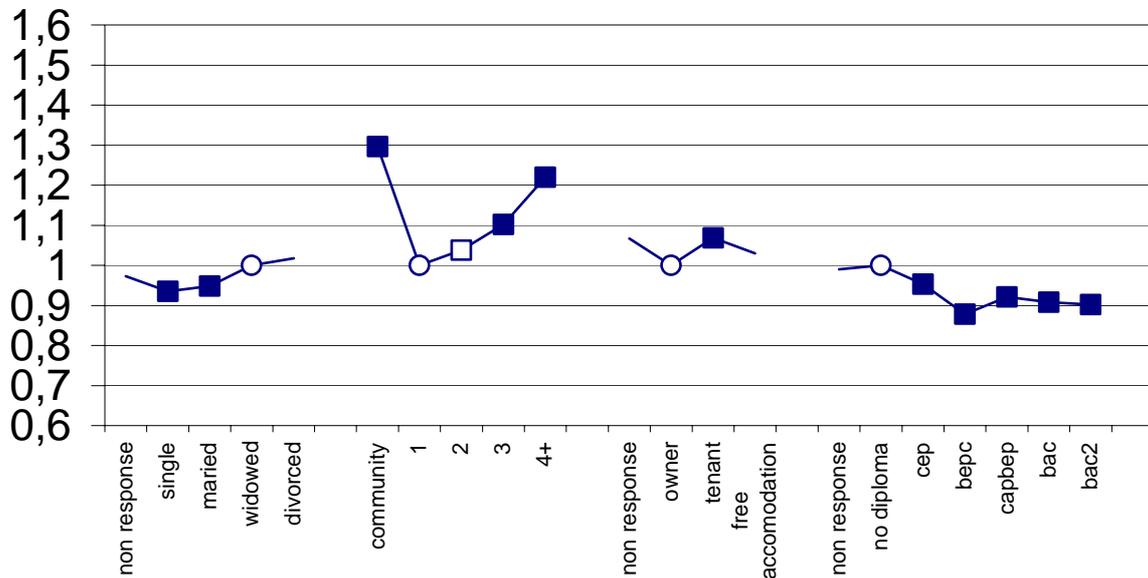
Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded. People for whom the occupational status was computed (about 1/4 of the "Semi-Old Sample" and all the "Very Old Sample").

### ***Marital status and housing status***

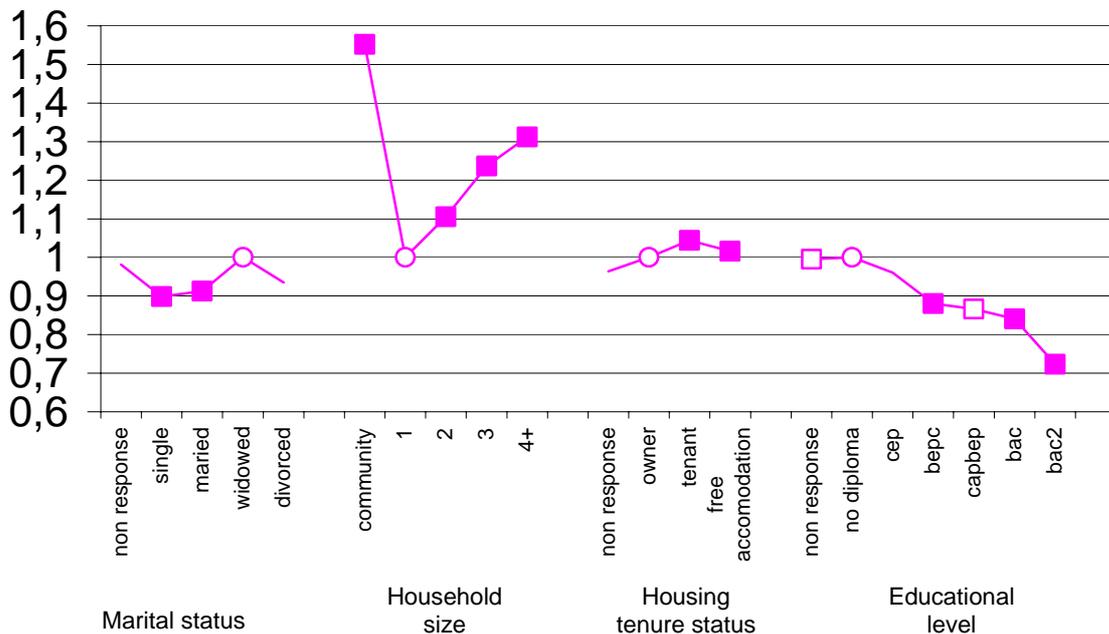
When all the other covariates are including (age, household size, housing tenure status, and educational level), relative death risks are the lowest for married and single men and women and the highest for widowed people. They tend to increase with the number of people in the household, as if living alone at old ages is a sign of good health. This effect is emphasized by the very high death risks observed for the elderly who live in community, especially for females.

Graph 5: Death probabilities by marital status, number of people living in the household, housing tenure status, and educational level (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate) (odds-ratio)

Males



Females



\* the time scale variable is the number of years spent from 1999 to the year of death (if the person died in 2002 or before) or to 2002 (for survivors)

Empty circles denote the reference category chosen for each covariate, full boxes denote parameters which are significantly different from the reference category one (5%), empty boxes denote less significantly parameters (10%). The absence of specific signs denote parameters which are not significantly different from the reference category one.

Data Source: Insee, 1999 death samples for old people (85 years old or more in 1999).

Selection in the samples : old people born in France, for whom the matching with the register succeeded, EDP members excluded.

As observed for educational levels, marital status differences in mortality risks are decreasing with age, for both males and females. Differences between the old people who live in their home and those who live in communities accommodations are decreasing with age too, but remain significant at very old ages whereas no significant differences are observed for the other covariates. Living in communities in thus the sign of health problems or disabilities, and is related to higher death risks.

Table 11: Death probabilities by educational levels, for various age groups (Cox proportional hazards models\*, including single year of age reached in 1999 as a covariate)

Males

	Relative Risks [95% Confidence intervals]			
	85-87 years old in 1999	88-93 years old in 1999	94 years old and more in 1999	Whole
<b>Educational level</b>				
Non-response	1,01 [0,95-1,07]	1,00 [0,94-1,06]	0,94 [0,84-1,05]	0,99 [0,95-1,03]
No diploma	1	1	1	1
CEP	0,92 [0,88-0,96]	0,99 [0,94-1,03]	1,00 [0,91-1,11]	0,95 [0,93-0,98]
CEP-BEP	0,88 [0,81-0,96]	0,97 [0,88-1,06]	1,00 [0,79-1,27]	0,92 [0,87-0,98]
BEPC	0,88 [0,81-0,96]	0,86 [0,78-0,94]	0,93 [0,76-1,14]	0,88 [0,83-0,93]
BAC	0,91 [0,83-0,99]	0,90 [0,82-0,99]	0,94 [0,77-1,15]	0,91 [0,86-0,96]
BAC2+	0,84 [0,78-0,91]	0,94 [0,87-1,02]	0,99 [0,84-1,16]	0,90 [0,86-0,95]
<b>Marital status</b>				
Non-response	0,92 [0,80-1,06]	1,01 [0,88-1,16]	0,95 [0,73-1,23]	0,97 [0,89-1,07]
Single	0,91 [0,84-0,98]	0,93 [0,86-1,01]	0,94 [0,78-1,12]	0,94 [0,89-0,99]
Married	0,90 [0,85-0,95]	0,98 [0,93-1,03]	1,01 [0,90-1,13]	0,95 [0,91-0,99]
Widowed	1	1	1	1
Divorced	1,00 [0,87-1,14]	1,03 [0,89-1,20]	0,86 [0,58-1,29]	1,02 [0,92-1,12]
<b>Household size</b>				
Communities	1,44 [1,34-1,54]	1,31 [1,23-1,39]	1,04 [0,92-1,17]	1,30 [1,24-1,35]
1 person	1	1	1	1
2 people	1,04 [0,97-1,11]	1,07 [1,01-1,14]	1,00 [0,88-1,13]	1,04 [1,00-1,08]
3 people	1,08 [0,99-1,19]	1,15 [1,05-1,24]	1,04 [0,89-1,22]	1,10 [1,04-1,17]
4+	1,23 [1,11-1,36]	1,26 [1,14-1,38]	1,06 [0,87-1,29]	1,22 [1,14-1,30]
<b>Housing tenure status</b>				
Non-response	1,06 [0,94-1,20]	1,04 [0,91-1,19]	1,16 [0,90-1,51]	1,07 [0,98-1,16]
Tenant	1,09 [1,04-1,14]	1,05 [0,99-1,10]	1,05 [0,93-1,18]	1,07 [1,03-1,11]
Owner	1	1	1	1
Free accommodation	1,08 [1,01-1,17]	0,98 [0,91-1,05]	1,01 [0,87-1,18]	1,03 [0,98-1,08]
Sample size	21376	24610	22621	68607

Females

	Relative Risks [95% Confidence intervals]			
	85-87 years old in 1999	88-93 years old in 1999	94 years old and more in 1999	Whole
<b>Educational level</b>				
Non-response	1,01 [0,96-1,07]	1,05 [1,01-1,10]	1,00 [0,93-1,08]	1,03 [1,00-1,06]
No diploma	1	1	1	1
CEP	0,97 [0,92-1,01]	0,99 [0,96-1,03]	1,03 [0,96-1,10]	0,99 [0,96-1,01]
CEP-BEP	0,86 [0,76-0,97]	0,98 [0,88-1,09]	1,01 [0,81-1,25]	0,93 [0,87-1,01]
BEPC	0,86 [0,79-0,93]	0,95 [0,88-1,02]	1,00 [0,88-1,13]	0,92 [0,88-0,97]
BAC	0,85 [0,76-0,96]	0,94 [0,84-1,05]	0,96 [0,78-1,19]	0,91 [0,84-0,98]
BAC2+	0,79 [0,68-0,92]	0,74 [0,65-0,85]	1,05 [0,82-1,35]	0,79 [0,72-0,87]
<b>Marital status</b>				
Non-response	1,16 [1,02-1,33]	0,99 [0,88-1,10]	1,07 [0,90-1,28]	1,06 [0,98-1,14]
Single	0,91 [0,85-0,98]	0,91 [0,86-0,97]	1,00 [0,91-1,09]	0,94 [0,90-0,97]
Married	0,95 [0,89-1,02]	0,96 [0,90-1,03]	1,01 [0,84-1,22]	0,96 [0,91-1,00]
Widowed	1	1	1	1
Divorced	0,97 [0,87-1,08]	1,03 [0,94-1,13]	0,95 [0,79-1,14]	1,00 [0,94-1,06]
<b>Household size</b>				
Communities	2,05 [1,94-2,17]	1,51 [1,44-1,58]	1,25 [1,15-1,36]	1,60 [1,55-1,65]
1 person	1	1	1	1
2 people	1,21 [1,13-1,29]	1,13 [1,07-1,19]	1,06 [0,96-1,18]	1,15 [1,11-1,20]
3 people	1,35 [1,24-1,47]	1,28 [1,20-1,36]	1,12 [1,00-1,25]	1,29 [1,24-1,35]
4+	1,45 [1,31-1,60]	1,37 [1,27-1,48]	1,21 [1,04-1,41]	1,39 [1,31-1,47]
<b>Housing tenure status</b>				
Non response	0,99 [0,86-1,15]	1,06 [0,95-1,18]	1,05 [0,85-1,30]	1,05 [0,96-1,14]
Tenant	1,07 [1,02-1,13]	1,07 [1,03-1,12]	1,06 [0,97-1,17]	1,08 [1,04-1,11]
Owner	1	1	1	1
Free accommodation	1,11 [1,03-1,21]	1,01 [0,94-1,08]	1,10 [0,97-1,26]	1,07 [1,02-1,12]
Sample size	30109	35821	32673	98603

## The number of very old people living in France

The population size estimated at very old ages using census data may prove inadequate, as there are errors in the year of birth found in the census (2% and 4%), and the rate of errors tends to increase over ages.

We thus try to estimate the number of very old people who lived in France in 1999 using the death samples. We will proceed as follows (not done yet):

1. Using the samples, we estimate the number of people by “real” year of birth, for the people who respond to the question on the year of birth in the 1999 census (the samples include only people who respond to this question):

- For males and females, we estimate the number of people for each combination year of birth found in the census \* year of birth found in the register, estimation based on the people born in France for whom the matching to the register did not fail.
- We assume that the “errors” in the year of birth given in the census are the same for the people born in France, for whom the matching failed

- We repeat the two first steps for the people not born in France

⇒ preliminary estimate of the number of people who lived in France in 1999, by sex and “real” year of birth

2. Adjustment of the preliminary estimate to take into account the fact that some non-respondants to the question on the year of birth are old people and some people aged 84 or less in the 1999 census are older

- we use the 1999 Family Survey Death Sample (data from the 1999 Family Survey were matched to the register to recover the year of death, and also the year of birth included in the register, as it has been done for the Death Samples on old people), to estimate the number of people excluded from the Old Samples due to their age at the census ( $\leq 84$ ) or due to the non-response at the year of birth

The family survey combines a specific questionnaire to the 1999 census questionnaires.

- for people aged  $\leq 84$  at the 1999 census: we proceed the same way as in step 1
- we adjust for non-linked data (Family Survey part / census part) (about 3% of the whole family survey respondents were not recovered in the census) we estimate, for non respondents to the question of the year of birth in the sample
- for people who did not fill the year of birth:
  - o we have only information on the year of birth for those who were matched to the register (year included in the register)
  - o we estimate the probability to have been successfully matched to the register, depending on different characteristics
  - o we adjust statistical weights using those estimated
  - o we infer the number of people by “real” year of birth from results based on matched people only, by changing their weights

⇒ extra-number of old people by sex and “real” year of birth

-----  
Total number of old people by sex and « real » year of birth, to be compared with the 1999 Census results

## Conclusion

Some investigation have to be further conducted on the shape of the curve of death rates at old ages in France and the estimation of the number of old people by age.

## References

Brutel C. (2001) « Echantillons de mortalité basés sur le recensement de 1999 », Insee note interne n°101/F170 du 29 mai 2001

Sylvestre M. et Robert-Bobée I. (2004), « Echantillon longitudinal de mortalité tiré à partir du recensement de 1999 : très Grands Ages (TGA) et Compléments Grands Ages (CGA) », Insee, division Enquêtes et Etudes Démographiques