

**Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

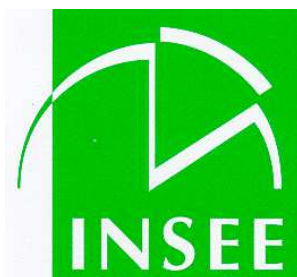
**N° F1602**

**L'espérance de vie par catégorie sociale  
et par diplôme**

**Méthode et principaux résultats**

Nathalie BLANPAIN

**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

**N° F1602**

## **L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme**

### **Méthode et principaux résultats**

NATHALIE BLANPAIN  
(Division Enquêtes et Études Démographiques)

### **Document de Travail**

**février 2016**

Remerciements : L'auteur tient à remercier Isabelle Robert-Bobée et Christian Monteil, auteurs du premier document de travail sur les inégalités sociales de mortalité (n° F0506), ainsi que Pascal Ardilly et Olivier Chardon pour la méthode du Bootstrap.

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.



# L'espérance de vie par catégorie sociale et par diplôme

## Méthode et principaux résultats

Nathalie Blanpain

Insee, division Enquêtes et Études Démographiques

Comment ont évolué les écarts d'espérance de vie par catégorie sociale chez les femmes et les hommes au fil du temps ? L'évolution de l'espérance de vie des hommes et des femmes au fil des années est bien connue à partir des données de l'état civil. Par contre, peu de travaux permettent d'analyser les évolutions d'espérance de vie par catégorie sociale, les données des différentes études sur le sujet étant rarement directement comparables (différentes méthodes, différentes sources). Un document de travail n° F0506 (Monteil C., Robert-Bobée I.) a été publié par l'Insee en 2005 sur l'évolution des différences d'espérances de vie par catégorie sociale de la fin des années 1970 au milieu des années 1990. En 2011, un deuxième document de travail n° F1108 (Blanpain N., Chardon O.) a fourni des données pour la période du milieu des années 2000.

**Le premier objectif** du présent document est d'actualiser ces documents pour fournir des éléments chiffrés sur l'évolution récente. Les tables de mortalité après 30 ans sont calculées pour cinq périodes par catégorie sociale (en 7 postes) pour les femmes et les hommes à partir d'une source unique. Les rapports de taux standardisés (RTS) seront également analysés sur les mêmes périodes.

**Le second objectif** est d'appliquer, pour la première fois en France, la méthode de calcul des espérances de vie par catégorie sociale à une autre variable, le diplôme, et d'analyser ainsi les différences de mortalité par diplôme, ainsi que leurs évolutions.

Ce document de travail a aussi pour objectif de détailler les méthodes utilisées pour établir les résultats analysés dans l'Insee première (n° 1584, 2016) de Nathalie Blanpain, « Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers ».

Autre nouveauté, les données détaillées des tables de mortalité par catégorie sociale et diplôme sont disponibles directement sous forme de fichier sur le site internet de l'Insee, dans la collection Insee Résultats : N. Blanpain, « Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme », *Insee Résultats*, n° 177 soc, 2016.

Mots-clés : table de mortalité, mortalité par catégorie sociale, mortalité par diplôme, probabilité de décès, espérance de vie, quotient de mortalité, rapport de taux standardisés de mortalité

-----

## Social inequality and mortality

How has life expectancy changed over time for women and men of different social status? Changes in life expectancy for French women and men can be plotted thanks to data from official records of births and deaths (vital event registers). However, little research has been carried out into trends in mortality according to social status. One of the problems is that data from different studies dealing with this subject are rarely comparable, owing to variation in both the methodology and the sources used. However, a working paper (n° F0506) on the subject was published by the French National Statistical Office (Insee) in 2005, covering the period from the mid-1980s to the mid-1990s. In 2011, a second working paper (n° F1108) provided data for the period of the mid-2000s.

**The main aim** of this paper is to update the data from that 2011 working paper and to provide information on trends concerning the most recent period (from the beginning of the 1980s to the early 2010s). Sex and age specific death rates over age 30 for different social status have been calculated for five periods using the same data source and methodology. Standardized rates ratios by social status are also included in this paper.

**The second aim** is to calculate and analyse sex and age specific death rates by education levels, which has never been done before in France.

The paper also aims to discuss the methods used to obtain the results presented in N. Blanpain, "Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers", Insee Première, n° 1584, January 2016.

Sex and age mortality rates according to social status and education levels can be download on the Insee website. See N. Blanpain, « Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme », *Insee Résultats*, n° 177 soc, Insee, 2016 to download the data.

Key-words: sex and age specific death rates, death rates by social status, death rates by level of education, death probability, life expectancy, standardized rates ratio

Introduction .....	8
Partie 1 : L'EDP et définition des catégories sociales .....	10
1.1. L'EDP.....	10
1.2. Catégorie sociale et diplôme au recensement selon les périodes .....	10
Partie 2 : Construction des tables de mortalité par catégorie sociale et diplôme à partir de l'EDP .....	14
2.1. Quotients de mortalité .....	14
2.2. Lissage et estimation des quotients de mortalité par la méthode de Brass.....	18
a) Principe général .....	18
b) Aménagement de la méthode de Brass.....	19
c) Exemple de lissage par la méthode de Brass.....	29
2.3. Ajustements sur les tables de référence données par l'état civil .....	30
2.4. Résultats.....	31
a) Calcul des espérances de vie .....	31
b) Espérance de vie à 35 ans par catégorie sociale .....	32
c) Espérance de vie à 60 ans par catégorie sociale .....	33
d) Espérance de vie à 35 ans par diplôme.....	33
e) Espérance de vie à 60 ans par diplôme.....	33
Partie 3. Rapport de taux standardisés de mortalité .....	34
3.1. Méthodes de standardisation de la mortalité.....	34
3.2 Choix de la méthode.....	35
a) Propriétés de la méthode directe .....	35
b) Inconvénient de la méthode directe .....	37
c) Méthode retenue .....	37
3.3. Résultats.....	38
Partie 4. Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers .....	46
Partie 5. Intervalle de confiance à 90 % des espérances de vie.....	46
5.1 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 35 ans par catégorie sociale.....	46
5.2 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 35 ans par diplôme .....	47
5.3 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 60 ans par catégorie sociale.....	48
5.4 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 60 ans par diplôme .....	48
Partie 6. Traitements complémentaires.....	49
6.1 Correction de la catégorie sociale et du diplôme au recensement .....	49
6.2. Traitement de l'inactivité.....	52
Définitions .....	53
Bibliographie .....	54

# Introduction

L'évolution de l'espérance de vie des hommes et des femmes au fil des années est bien connue grâce aux données de l'état civil (Insee). Par contre, peu de travaux permettent de comparer les évolutions d'inégalités sociales face à la mort, les données des différentes études sur le sujet étant rarement directement comparables (différentes méthodes ou périodes d'observation, différentes sources). Un document de travail n° F0506 (Monteil C., Robert-Bobée I.) a été publié par l'Insee en 2005 sur l'évolution des espérances de vie par catégorie sociale de la fin des années 1970 au milieu des années 1990. En 2011, un deuxième document de travail n° F1108 (Blanpain N., Chardon O.) a fourni des données pour la période au milieu des années 2000.

**Le premier objectif** du présent document de travail est d'actualiser ces documents et de fournir des éléments sur l'évolution récente, à partir notamment de tables de mortalité par catégorie sociale<sup>1</sup> établies pour les femmes et les hommes pour cinq périodes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008, 2009-2013). Ces tables ont été construites à partir d'une source unique. Elles figurent dans l'Insee Résultats n° 177 soc (Blanpain N.). Pour les quatre périodes les plus anciennes, les tables de mortalité et la méthodologie sont celles du document de travail n° F1108 (Blanpain N., Chardon O.). Les nouvelles données contenues ici concernent la période 2009-2013 et résultent de l'adaptation de la méthode de calcul de l'espérance de vie au changement de méthodologie du recensement (mise en place d'enquêtes annuelles de recensement depuis janvier 2004).

**Le second objectif** est de calculer et d'analyser les différences de mortalité par diplôme, ce qui n'a jamais été réalisé en France. Les tables de mortalité par diplôme pour les hommes et pour les femmes ont été établies pour trois périodes (1991-1999, 2000-2008, 2009-2013). En effet, les diplômes ne sont connus que pour le quart de la population lors des recensements de 1975 et 1982. Les effectifs ne sont donc pas suffisants pour assurer la robustesse des quotients de mortalité par âge et par diplôme sur les années les plus anciennes.

La source utilisée est l'Échantillon Démographique Permanent (EDP) produit par l'Insee. Il s'agit d'un panel d'individus pour lesquels sont recueillies, pour un échantillon de personnes, les informations des recensements depuis 1968 ainsi que les informations issues de l'état civil, dont les décès. Ce panel représente 1 % de la population jusqu'en 1999, puis 1 % de la population recensée soit 0,14 % de la population entre 2004 et 2007, et 4 % de la population recensée soit 0,56 % de la population depuis 2008. La mortalité moyenne sur une période donnée, par sexe et âge, est alors décrite en fonction des caractéristiques des individus aux recensements. Pour les quatre périodes les plus anciennes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008), nous avons retenu une période de 9 ans suivant chaque recensement, de façon à avoir des effectifs de population et de décès suffisants pour estimer les quotients de décès par sexe et âge. Pour la même raison, nous avons étudié, pour la période la plus récente, la mortalité des individus recensés entre 2004 et 2012 sur une période de 5 années de 2009 à 2013.

Plus précisément, les tables de mortalité de l'Insee Résultats n° 177 soc (Blanpain N.) décrivent la mortalité moyenne des années 1976-1984 selon les catégories sociales occupées en 1975 ; la mortalité moyenne des années 1983-1991 selon les catégories sociales observées en 1982 ; la mortalité moyenne des années 1991-1999 selon les catégories sociales ou diplômes en 1990 ; la mortalité moyenne des années 2000-2008 selon les catégories sociales ou diplômes en 1999 et la mortalité moyenne des années 2009-2013 selon les catégories sociales ou diplômes entre 2004 et 2012. Les espérances de vie à 35 ans sont alors déduites de ces tables, et permettent de comparer la mortalité des divers groupes sociaux. Les quotients à certains âges sont fragiles du fait d'effectifs de décès ou de population parfois relativement faibles pour certains diplômes ou catégories sociales.

---

<sup>1</sup> Il s'agit de la profession à 1 chiffre : agriculteurs ; artisans commerçants chefs d'entreprise ; cadres et professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés ; ouvriers ; inactifs (non retraités, les retraités étant reclassés selon la catégorie sociale du dernier emploi occupé). La profession à 1 chiffre s'intitule dans la nomenclature « groupe socioprofessionnel ». On reprend ici le terme catégorie sociale comme dans la publication précédente.



D'autres indicateurs permettent également de comparer les risques de décès de différents groupes d'individus au sein d'une population. C'est le cas notamment des rapports de taux standardisés de mortalité, utilisés pour comparer la mortalité de groupes sociaux. Ces indices synthétiques sont calculés sur les différentes périodes et pour différents groupes d'âges (35-80 ans, 35-60 ans et 61-80 ans).

La première partie de ce document décrit la source utilisée (Échantillon Démographique Permanent). La deuxième partie est centrée sur la construction des tables de mortalité par catégorie sociale ou diplôme et l'espérance de vie à 35 ans (méthodologie puis résultats). La troisième partie porte sur les rapports de taux standardisés de mortalité (méthodologie puis résultats). L'ensemble des résultats sont analysés dans la quatrième partie, qui reprend l'analyse parue dans le numéro d'Insee Première<sup>2</sup>. La cinquième partie présente une estimation des intervalles de confiance des espérances de vie. Enfin, une correction de la catégorie sociale et du diplôme au recensement est détaillée en sixième partie, ainsi qu'une comparaison des résultats avec une définition différente des inactifs non retraités.

Les données des tables de mortalité par catégorie sociale et diplôme sont disponibles dans N. Blanpain, « Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme », *Insee Résultats*, n° 177 soc, 2016. Les tables détaillées peuvent ainsi être téléchargées sur le site internet de l'Insee.

---

<sup>2</sup> Blanpain N. (2016) « Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers » Insee Première, n° 1584.

# Partie 1 : L'EDP et définition des catégories sociales

## 1.1. L'EDP

L'Échantillon Démographique Permanent (EDP) est un panel d'individus. Il suit :

- 1 % de la population résidant en France métropolitaine (personnes nées 4 jours particuliers d'une année) jusqu'au recensement de 1999,
- 1 % de la population recensée résidant en France (personnes nées 4 jours particuliers d'une année), soit 0,14 % de la population entre 2004 et 2007,
- 4 % de la population recensée résidant en France (personnes nées 16 jours particuliers d'une année), soit 0,56 % de la population depuis 2008.

Il cumule au fil du temps les informations recueillies aux recensements et celles recueillies à l'État civil, dont la date naissance et, le cas échéant, de décès.

Ces données permettent d'estimer, à l'aide d'une même source, les quotients de mortalité par catégorie sociale et par diplôme pour différentes périodes, et d'analyser ainsi l'évolution des inégalités sociales de mortalité. Pour la catégorie sociale, cinq périodes sont étudiées : mortalité entre 1976 et 1984 par catégorie sociale (CS) en 1975, 1983-1991 par CS en 1982, 1991-1999 par CS en 1990, 2000-2008 par CS en 1999, 2009-2013 par CS entre 2004 et 2012. Pour le diplôme, seules les trois périodes les plus récentes sont analysées (1991-1999, 2000-2008, 2009-2013). En effet, les diplômes ne sont connus que pour le quart de la population lors des recensements de 1975 et 1982. Les effectifs ne sont pas suffisants pour assurer la robustesse des quotients de mortalité par âge et par diplôme pour les périodes les plus anciennes.

Les évolutions de la mortalité par catégorie sociale et par diplôme sont également analysées en termes de rapport de taux standardisés de mortalité.

L'échantillon démographique permanent n'a intégré les personnes domiciliées dans les départements d'outremer que depuis 2004. L'étude de l'évolution de la mortalité depuis la fin des années 1970 porte donc sur la France métropolitaine. Néanmoins, des données portant sur la France y compris les DOM sont disponibles pour la période 2009-2013 dans ce document (partie 2, 2.4).

Les estimations portent sur les personnes résidant et nées en France métropolitaine, pour lesquelles le repérage des décès dans l'EDP est de bonne qualité. Nous nous sommes restreints aux personnes de 30 ans ou plus jusqu'au recensement de 1999 pour que la catégorie sociale ait un sens<sup>3</sup>.

## 1.2. Catégorie sociale et diplôme au recensement selon les périodes

Les catégories sociales (CS) sont celles observées lors des recensements. Les chômeurs ayant déjà travaillé sont reclassés dans la CS de leur dernier emploi. Pour les retraités, la CS déclarée est la dernière occupée. Toutefois, pour une partie des retraités en 1975 et 1982, l'information sur leur dernière CS n'est pas connue (1,0 % des hommes et 1,5 % des femmes en 1975 ; 2,5 % des hommes et 4,7 % des femmes

<sup>3</sup> A partir de 2004, nous avons élargi le champ aux personnes de 27 ans ou plus afin d'augmenter la taille de l'échantillon aux âges jeunes et d'améliorer les quotients de mortalité entre 30 et 35 ans.

en 1982). La CS déclarée au recensement précédent<sup>4</sup> a alors été retenue. Les chômeurs n'ayant jamais travaillé ainsi que les inactifs non retraités (personnes au foyer par exemple) constituent la catégorie des inactifs non retraités. L'ensemble de la population est ainsi répartie en sept catégories : six catégories pour les « actifs », y compris les retraités reclassés dans leur ancienne CS : agriculteurs, artisans commerçants et chefs d'entreprise, cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés, ouvriers ; et une catégorie pour les inactifs non retraités.

A partir de 2004, la catégorie sociale et le diplôme ont été corrigés dans l'EDP, de façon à homogénéiser les données mobilisées sur longue période. En effet, les apurements et les imputations ont été réalisés de manière différente dans les recensements jusqu'à 1999 et dans les enquêtes annuelles de recensement (voir partie 6.1).

Quelle que soit la période considérée, les hommes sont toujours nettement plus souvent ouvriers que les femmes, qui, lorsqu'elles exercent une activité professionnelle, sont le plus souvent employées (figure 1.2 a). La structure de la population par catégorie sociale a évolué au fil du temps. Les cadres et professions intermédiaires sont plus nombreux en 2013 qu'en 1975, pour les femmes comme pour les hommes, mais la hausse est plus importante chez les femmes. En 1975, 10 % des hommes âgés de 30 ans ou plus sont ou étaient cadres et 15 % exercent ou exerçaient une profession intermédiaire. En 2013, 18 % sont ou étaient cadres et 22 % exercent ou exerçaient une profession intermédiaire. Chez les femmes, seules 2 % étaient cadres en 1975, contre 9 % en 2013 et ces pourcentages sont respectivement de 7 % et 22 % pour les professions intermédiaires. A l'inverse, les hommes ouvriers ainsi que les agriculteurs ou agricultrices sont nettement moins nombreux. Chez les femmes, la proportion d'inactives a beaucoup baissé : 45 % des femmes 30 ans ou plus étaient inactives en 1975 et 11 % seulement en 2013.

**Figure 1.2 a**

**Répartition de la population de 30 ans ou plus par catégorie sociale (%)**

Catégorie sociale	En 1975		En 1982		En 1990	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
agriculteur	13,2	8,5	11,0	8,6	8,4	6,6
artisan, commerçant	10,6	5,6	10,3	5,9	9,8	5,4
cadre et profession intellectuelle supérieure	9,5	1,9	11,3	2,7	13,9	4,7
profession intermédiaire	14,9	7,1	17,3	9,2	17,9	12,2
employé	11,5	21,1	12,5	25,9	11,8	31,8
ouvrier	37,9	11,2	34,3	11,1	35,4	12,2
inactif non retraité	2,4	44,6	3,3	36,6	2,8	27,1
ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Catégorie sociale	En 1999		En 2013	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
agriculteur	6,2	4,5	4,3	3,2
artisan, commerçant	9,4	4,7	9,4	4,6
cadre et profession intellectuelle supérieure	14,3	5,7	17,5	9,0
profession intermédiaire	19,8	15,7	21,6	22,1
employé	12,6	36,8	12,0	39,7
ouvrier	34,2	11,9	31,3	10,4
inactif non retraité	3,6	20,7	3,9	11,0
ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Champ : personnes de 30 ans ou plus, résidant et nées en France métropolitaine,  
Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent

<sup>4</sup> 85 % des hommes retraités au recensement de 1975, qui étaient déjà présents au recensement de 1968 et dont la CS du dernier emploi est connue, ont la même catégorie sociale (CS à 1 chiffres) que celle déclarée en 1968. On considère donc que récupérer la CS au recensement précédent pour les retraités sans précision en 1975 est valable.

figure 1.2 b

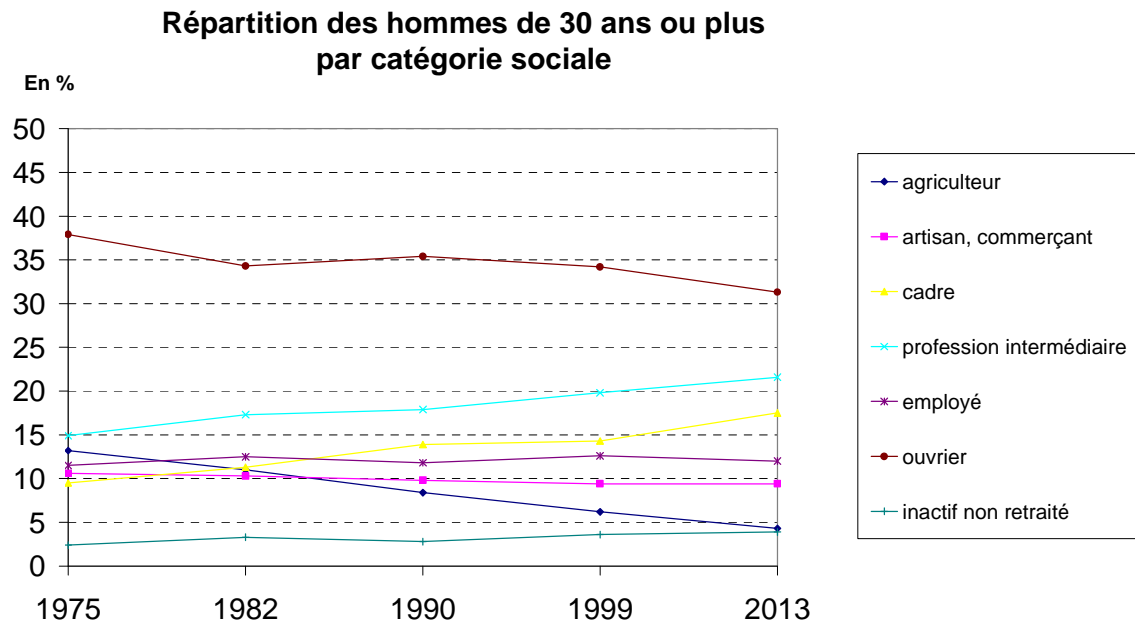
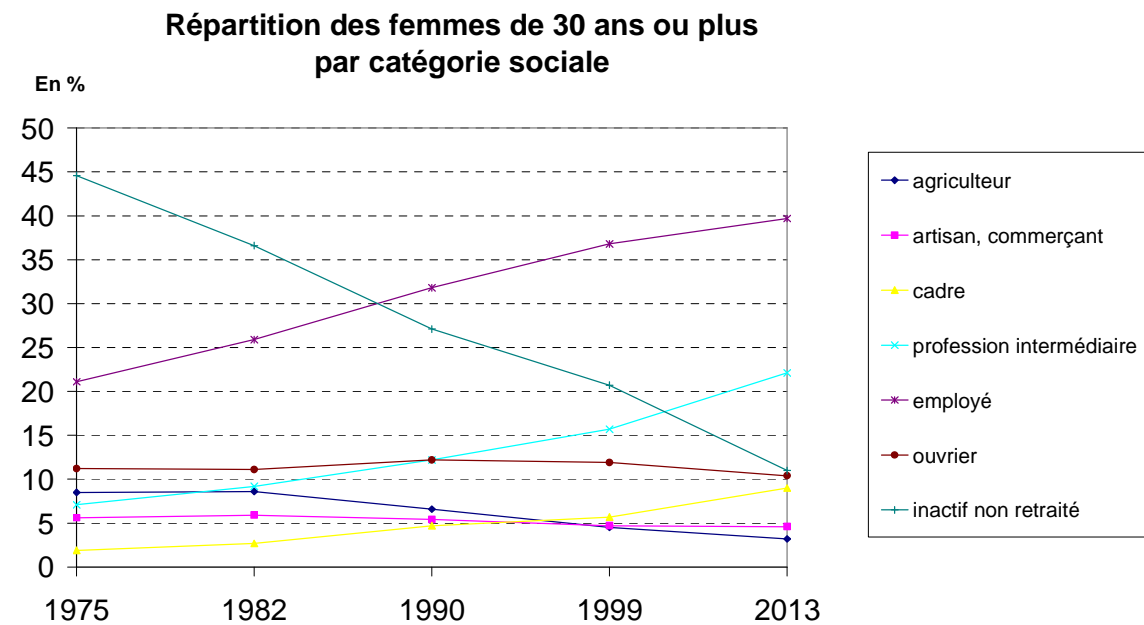


figure 1.2 c



Par ailleurs, les hommes comme les femmes sont de plus en plus diplômés. Les personnes sans diplôme ou titulaire du CEP ou brevet sont de moins en moins nombreuses sur la période 1990-2013 au profit des titulaires du CAP ou BEP et du baccalauréat ou d'un diplôme supérieur. La hausse est particulièrement marquée pour les femmes diplômées du supérieur qui sont trois fois plus nombreuses en 2013 qu'en 1990 (27 % des femmes en 2013 contre 9 % en 1990). Les hommes diplômés du supérieur sont deux fois plus nombreux (26 % contre 12 %).

figure 1.2 d

**Répartition de la population de 30 ans ou plus par diplôme (%)**

Dernier diplôme obtenu	En 1990		En 1999		En 2013	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
sans diplôme	24,2	28,9	17,3	19,1	13,9	15,1
brevet, CEP	28,9	37,7	24,0	33,5	13,9	21,8
CAP, BEP	24,0	14,6	31,6	21,3	31,1	20,1
baccalauréat	10,7	9,7	10,5	11,0	15,4	16,2
supérieur au baccalauréat	12,2	9,1	16,6	15,1	25,7	26,8
ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Figure 1.2 e

### Répartition des hommes de 30 ans ou plus par diplôme

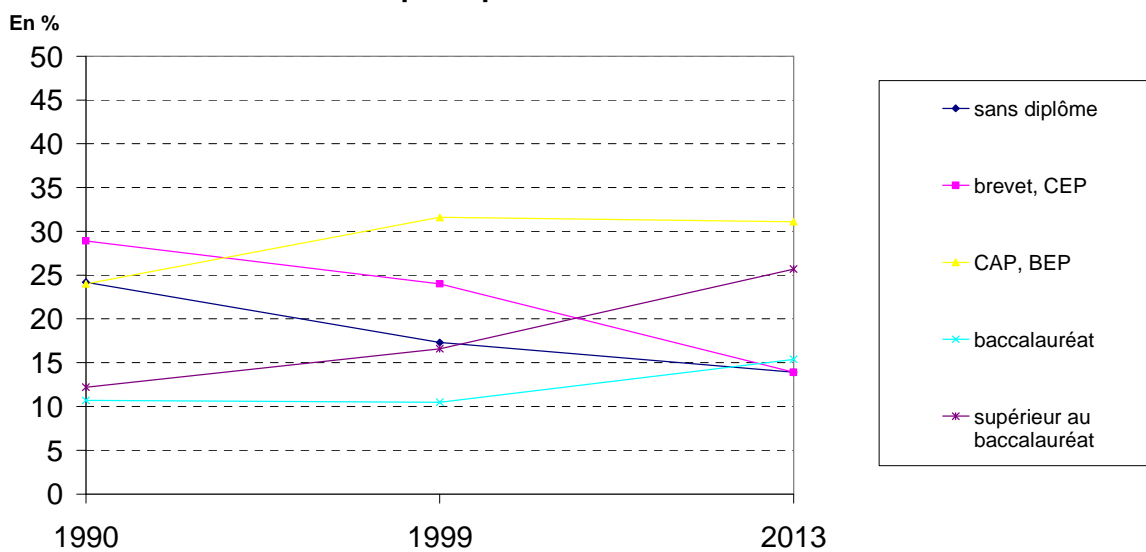
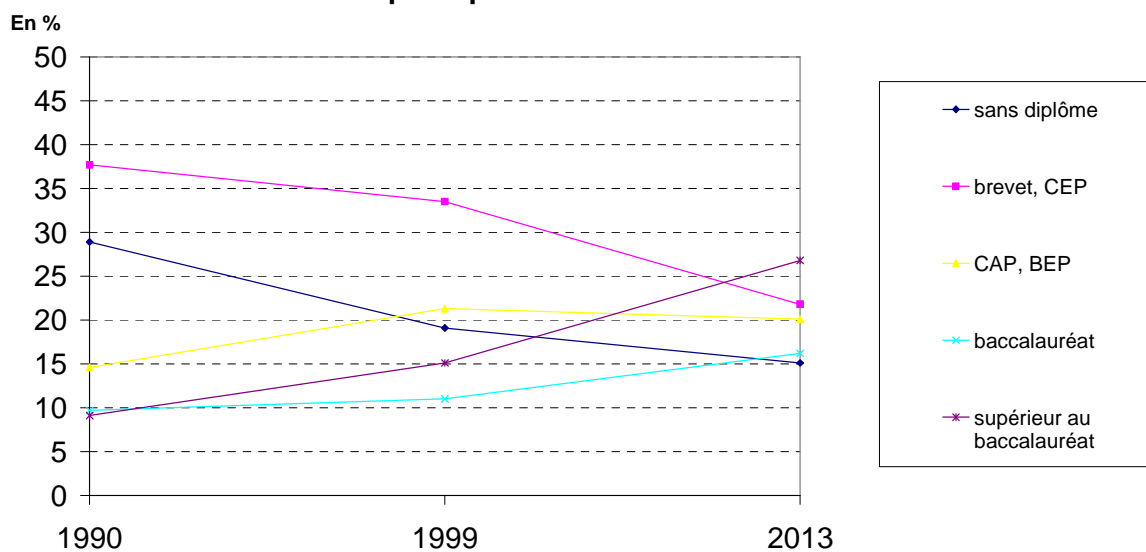


Figure 1.2 f

### Répartition des femmes de 30 ans ou plus par diplôme



Champ : personnes de 30 ans ou plus, résidant et nées en France métropolitaine  
 Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent

## Partie 2 : Construction des tables de mortalité par catégorie sociale et diplôme à partir de l'EDP

Les tables de mortalité sont estimées pour chaque catégorie sociale recueillie aux recensements, sur une période d'observation de l'état vital de cinq ou neuf ans: mortalité des femmes et des hommes par CS 1975 sur la période 1976-1984 ; mortalité par CS 1982 sur la période 1983-1991 ; mortalité par CS 1990 sur la période 1991-1999 ; mortalité par CS 1999 sur la période 2000-2008 et mortalité par CS de 2004 à 2012 sur la période 2009-2013. L'analyse n'intègre pas les décès survenus l'année d'observation de la catégorie sociale pour deux raisons : pour éviter des effets à très court terme dus au changement de catégorie sociale suite à un problème de santé (passage d'ouvrier à inactif par exemple si la santé de l'ouvrier ne lui permet plus de travailler par exemple) ; et pour tenir compte du fait que pendant l'année du recensement, les décès du début de l'année (avant le recensement) ne sont par construction pas comptabilisés, ce qui induit une sous estimation mécanique de la mortalité sur cette année incomplète.

Pour l'analyse de la mortalité par diplôme, seules les trois périodes les plus récentes sont retenues (1991-1999, 2000-2008, 2009-2013). En effet, les diplômes ne sont connus que pour le quart de la population lors des recensements de 1975 et 1982. Les effectifs ne sont pas suffisants pour assurer la robustesse des quotients de mortalité par âge et par diplôme.

### 2.1. Quotients de mortalité

Les quotients de mortalité sont estimés pour chaque catégorie sociale et diplôme, par sexe et âge (en différence de millésimes).

**Pour les quatre périodes les plus anciennes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008)**, on tient compte, pour des raisons d'effectifs, de l'ensemble des décès observés sur une période cumulée de 9 années suivant le recensement.

Par exemple, pour la période 2000-2008, le quotient de mortalité à 39 ans est le rapport du nombre total des décès intervenus à 39 ans parmi toutes les personnes recensées en 1999 et ayant eu 39 ans au cours de l'une des 9 années de 2000 à 2008, sur l'effectif correspondant de personnes vivantes au 1<sup>er</sup> janvier et susceptibles de mourir à 39 ans entre 2000 et 2008 :

$$Q_{2000-2008}^{39} = \frac{\text{Décès}_{2000}^{39} + \text{Décès}_{2001}^{39} + \dots + \text{Décès}_{2008}^{39}}{\text{Pop}_{01/01/2000}^{39} + \text{Pop}_{01/01/2001}^{39} + \dots + \text{Pop}_{01/01/2008}^{39}}$$

Une personne recensée en 1999 et vivante en 2008 intervient ainsi dans le calcul de 9 quotients. Si elle a 30 ans en 1999 (c'est-à-dire qu'elle est née en 1969), elle intervient dans le quotient de mortalité à 31 ans, mais aussi dans les quotients de mortalité de 32 ans à 39 ans (cf. diagramme suivant).

		année								
	RP 1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
âge	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39
	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41
	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42
	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43
	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44
	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46
	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47

**Pour la période la plus récente (2009-2013),** les quotients de mortalité sont calculés sur une période cumulée de 5 années de 2009 à 2013 en utilisant 9 enquêtes annuelles de recensement, de 2004 à 2012. La méthode de recensement a changé, passant d'un recensement exhaustif en 1999 à des enquêtes annuelles de recensement (EAR) à partir de 2004. Les recensements n'étant plus exhaustifs, les effectifs de personnes EDP présentes dans une EAR sont plus faibles que les effectifs présents au recensement de 1999, ce qui justifie l'utilisation de 9 EAR au lieu d'un seul recensement auparavant.

Par exemple, pour le quotient de mortalité à 39 ans, on somme les décès à 39 ans :

- des personnes recensées en 2004 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 5 années de 2009 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2005 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 5 années de 2009 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2006 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 5 années de 2009 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2007 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 5 années de 2009 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2008 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 5 années de 2009 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2009 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 4 années de 2010 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2010 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 3 années de 2011 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2011 ayant eu 39 ans au cours de l'une des 2 années de 2012 à 2013 ;
- des personnes recensées en 2012 ayant eu 39 ans au cours de l'année 2013.

On divise cet effectif de décès par les effectifs correspondant de personnes vivantes au 1er janvier.

		année									
		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Âge ear 2004	30						35	36	37	38	39
	31						36	37	38	39	40
	32						37	38	39	40	41
	33						38	39	40	41	42
	34						39	40	41	42	43
Âge ear 2005	31						35	36	37	38	39
	32						36	37	38	39	40
	33						37	38	39	40	41
	34						38	39	40	41	42
	35						39	40	41	42	43
Âge ear 2006	32						35	36	37	38	39
	33						36	37	38	39	40
	34						37	38	39	40	41
	35						38	39	40	41	42
	36						39	40	41	42	43
Âge ear 2007	33						35	36	37	38	39
	34						36	37	38	39	40
	35						37	38	39	40	41
	36						38	39	40	41	42
	37						39	40	41	42	43
Âge ear 2008	34						35	36	37	38	39
	35						36	37	38	39	40
	36						37	38	39	40	41
	37						38	39	40	41	42
	38						39	40	41	42	43
Âge ear 2009	35						36	37	38	39	
	36						37	38	39	40	
	37						38	39	40	41	
	38						39	40	41	42	
Âge ear 2010	36						37	38	39		
	37						38	39	40		
	38						39	40	41		
Âge ear 2011	37						38	39			
	38						39	40			
ear 2012								38	39		

Les personnes recensées à différentes EAR interviennent plusieurs fois. Chaque enquête annuelle de recensement est représentative de la population nationale. On cumule toutefois plusieurs enquêtes annuelles de recensement afin d'avoir suffisamment de décès et d'effectifs.

Cette méthode conduit à surreprésenter les années les plus récentes de la période 2009-2013. En effet, pour l'année 2013, on utilise les personnes recensées entre 2004 et 2012 et seulement celles recensées entre 2004 et 2008 pour l'année 2009.

Le poids de l'année 2013 est ainsi de 24 : 1 pour chaque année entre 2004 et 2007 et 4 pour chaque année entre 2008 et 2012, étant donné que l'échantillon de l'EDP compte 16 jours contre 4 auparavant ( $1 * 4 + 4 * 5 = 24$ )

Le poids de l'année 2009 est quant à lui de 8 : 1 pour chaque année entre 2004 et 2007 et 4 pour l'année 2008 ( $1 * 4 + 4 * 1 = 8$ )

Ainsi, l'année 2013 compte trois fois plus que l'année 2009 ( $24 / 8 = 3$ ). Néanmoins, la surreprésentation de l'année 2013 ne conduit qu'à augmenter l'espérance de vie moyenne de 0,1 an sur la période 2009-2013 par rapport à une moyenne arithmétique.

L'évolution des quotients de mortalité avec l'âge est assez heurtée pour les trois périodes les plus anciennes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999). Les quotients sont les plus fiables sur la tranche d'âge 40-80 ans, pour laquelle nous disposons en général d'effectifs suffisants de population et de décès. Avant 40 ans, les décès ne sont pas suffisants (faible mortalité à ces âges) et les quotients de mortalité sont donc fragiles. Toutefois, les hypothèses faites aux jeunes âges ont assez peu d'incidence sur les résultats présentés ici, car ces âges contribuent moins à la perte d'espérance de vie que les âges avancés. Après 80 ans, ce sont les effectifs de population qui ne sont pas suffisants et pour les périodes anciennes certains décès semblent manquants au-delà d'un certain âge : les quotients de mortalité diminuent artificiellement avec l'âge au lieu d'augmenter (figure 2.1 a). Or, pour le calcul des espérances de vie, un prolongement des quotients jusqu'à 100 ans au moins est nécessaire. Un prolongement aux jeunes âges d'activité est également nécessaire pour pouvoir calculer des espérances de vie à ces âges. La méthode de lissage retenue permet à la fois de lisser les quotients obtenus aux âges où les effectifs sont suffisants (la plupart du temps entre 40-80 ans) et de prolonger les quotients aux âges où les estimations sont plus incertaines ou impossibles, en particulier lorsque ces âges ne sont pas observés.

A partir de la période 2000-2008, les quotients sont de meilleure qualité : les effectifs sont plus nombreux et les quotients ne diminuent pas avec l'âge (figure 2.1 b et c). La méthode de lissage est également appliquée. Les quotients sont estimés sur une tranche d'âge plus grande par exemple 45-95 ans, afin de s'approcher au plus près des quotients de mortalité bruts aux âges élevés.

**Figure 2.1 a**

### Quotient brut de mortalité des hommes en 1976-1984

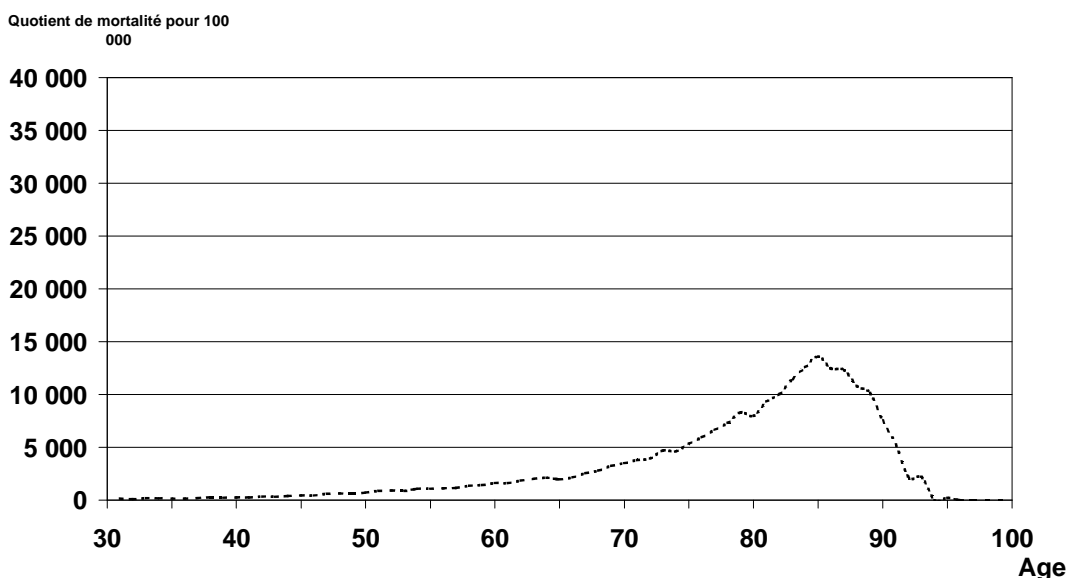




Figure 2.1 b

Quotient brut de mortalité des hommes en 1983-1991

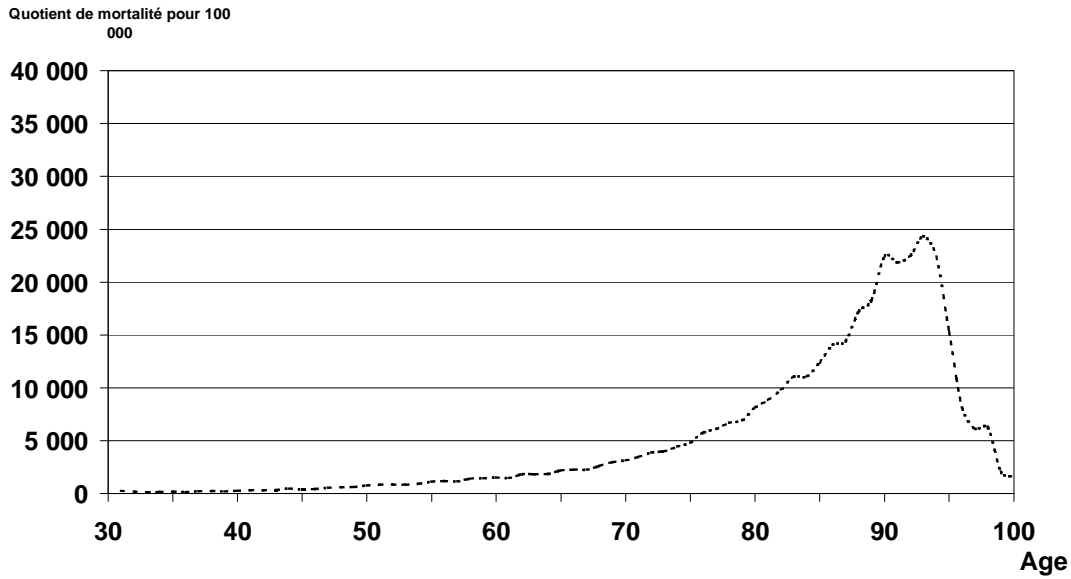


figure 2.1 c

Quotient brut de mortalité des hommes en 2000-2008

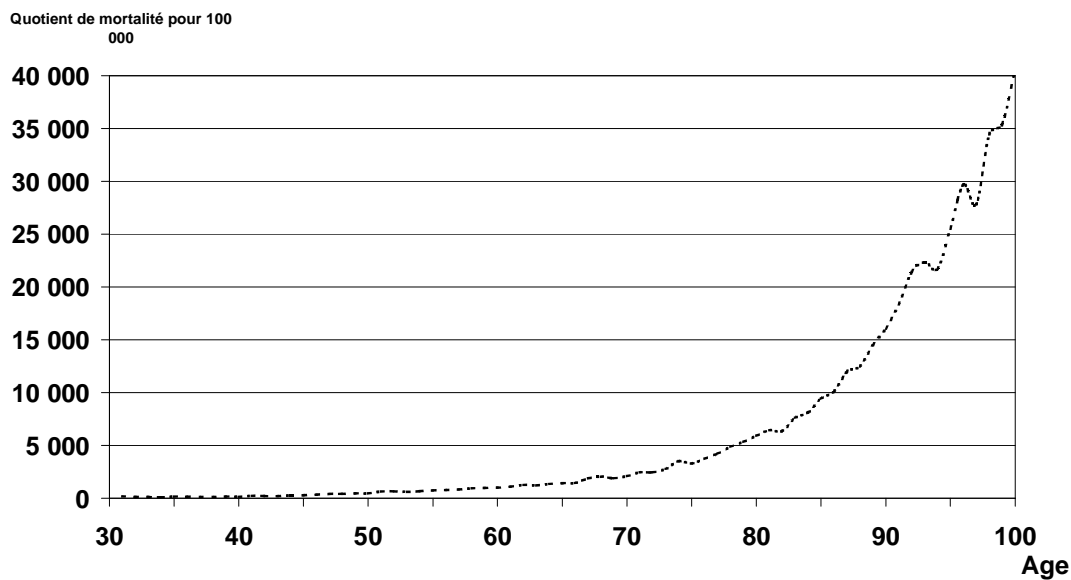
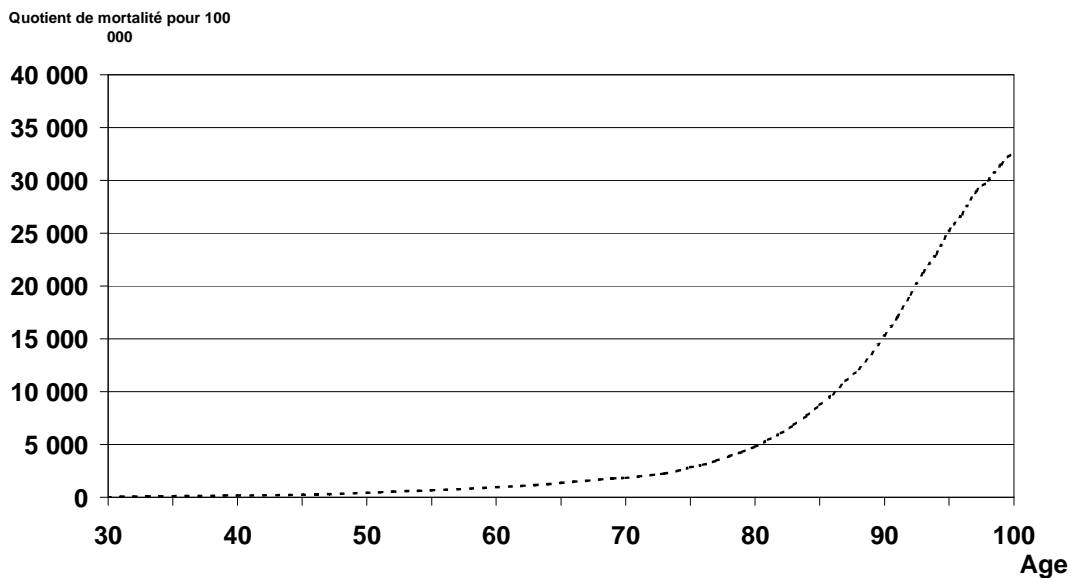


figure 2.1 d

Quotient brut de mortalité des hommes en 2009-2013



## 2.2. Lissage et estimation des quotients de mortalité par la méthode de Brass

### a) Principe général

La méthode de Brass<sup>5</sup> permet de déduire des tables de mortalité les unes des autres par simple transformation. Brass admet (par observation empirique) l'existence d'une relation affine entre les logits des quotients cumulés de deux tables valides pour une plage d'âge donnée (ou, ce qui revient au même, une relation entre les logits des fonctions de survie).

Le Logit du quotient cumulé à l'âge  $x$  (il s'agira toujours dans cet article d'âge en différence de millésimes) est défini par<sup>6</sup> :

$$Y(x) = \text{logit}(Q(x)) = 1/2 * \log\left(\frac{Q(x)}{1-Q(x)}\right) = 1/2 * \log\left(\frac{S_{31} - S_x}{S_x}\right)$$

où  $Q(x) = 1 - \frac{S_x}{S_{31}}$  est la probabilité de décéder entre 31 et l'âge  $x$

et  $S_x$  est le nombre de survivants à l'âge  $x$

Brass admet l'existence d'une relation affine entre les Logits des quotients de deux populations en fonction de l'âge

$$Y_2(x) = a + bY_1(x)$$

$a$  : indicateur de niveau

$b$  : indicateur de pente

L'interprétation de cette formule est la suivante :

Si  $a > 0$  : le niveau de mortalité dans la population 2 est supérieur à celui dans la population 1 (en d'autres termes, l'âge médian au décès est plus bas dans la population 2 que dans la population 1)

Si  $b > 1$  : la mortalité augmente avec l'âge plus vite dans la population 2 que dans la population 1

Cette méthode est couramment utilisée pour lisser des tables de quotients estimés. Dans le cas présent, la table mortalité de la population 2 est la table de mortalité estimée pour une catégorie sociale sur une période donnée. La table de mortalité de la population 1 prise comme référence est la table de mortalité moyenne sur la période pour les hommes ou les femmes résidant en France métropolitaine. Elle est donnée par la comptabilité démographique établie chaque année par l'Insee (État Civil et données de population). Pour la dernière période 2009-2013, les quotients de l'ensemble de la population résidant en France métropolitaine donnée par l'État Civil sont pondérés pour tenir compte de la surreprésentation des années récentes. Les coefficients  $a$  et  $b$  sont estimés par le biais d'une régression en prenant en compte uniquement les âges entre lesquels la relation linéaire est supposée valide (de 40 à 80 ans par exemple). La régression est pondérée par le nombre de présents (survivants) à chaque âge pour limiter l'influence sur l'estimation de points atypiques qui concerneraient peu d'individus. Les quotients lissés se déduisent ensuite des Logits déduits de la régression.

$$\hat{Y}_2(x) = \hat{a} + \hat{b}Y_1(x)$$

<sup>5</sup> Leridon H. et Toulemon L. (1997) « Démographie, approche statistique et dynamique des populations », Economica, page 222

<sup>6</sup> L'inclusion d'un facteur 1/2 est historique et ne change rien aux estimations.

## b) Aménagement de la méthode de Brass

Les représentations graphiques des Logits des quotients cumulés estimés (avant lissage), pour un groupe donné, en fonction des Logits des quotients cumulés de la table de référence, permettent de valider l'utilisation de la méthode de Brass pour le lissage de certains groupes sociaux pour lesquels on peut admettre une relation linéaire entre les Logits par âge (cf. graphique page suivante - hommes ouvriers en 1999). Mais, pour d'autres groupes, supposer une telle relation linéaire n'est pas valide la relation n'étant pas la même à chaque âge. Par exemple, pour les hommes cadres en 1999, la pente de la courbe avant 85 ans est légèrement plus élevée avant 85 ans (1,073) qu'après cet âge (0,896) (cf. graphique page suivante - hommes cadres en 1999).

Pour résoudre ce problème, on part donc du principe de la méthode de Brass mais en autorisant *a priori* des changements de pentes autour d'un certain âge  $s$  (pentes différentes avant et après cet âge)<sup>7</sup>. Si les pentes estimées sont proches, cela revient à utiliser la méthode de Brass exposée précédemment. Si au contraire les pentes varient selon l'âge, la méthode retenue ici permet de prendre en compte des relations différentes entre les Logits des quotients de la table de référence et de la table qu'on cherche à lisser selon deux groupes d'âge et d'améliorer ainsi le lissage.

La nouvelle relation à estimer est alors la suivante :

$$Y_2(x) = a + bY_1(x) \text{ si } x < s$$

$$Y_2(x) = a_2 + b_2Y_1(x) \text{ si } x \geq s$$

$$\text{et } a + bY_1(s) = a_2 + b_2Y_1(s)$$

ce qui conduit à estimer la relation linéaire suivante :

$$Y_2(x) = a + b[Y_1(x) + (Y_1(s) - Y_1(x))I_{x \geq s}] + b_2[(Y_1(x) - Y_1(s))I_{x \geq s}]$$

Les représentations graphiques des Logits des quotients, pour un groupe donné, en fonction des Logits des quotients de la table de référence permettent de dégager les groupes d'âges à prendre en considération. En pratique, on a retenu en général des estimations entre 40 et 80 ans avec une rupture de pentes possibles avant et après l'âge de 55 ans pour les trois périodes les plus anciennes. Pour les deux périodes les plus récentes de 2000-2008 et 2009-2013, on a retenu en général des estimations entre 45 et 95 ans (ou entre 40 et 100 ans) avec des âges de rupture différents selon les catégories sociales (65, 70, 80 ou 85 ans).

Comme pour le principe général, on estime les coefficients  $a$  et  $b$  et  $b_2$  pour chaque CS à l'aide de régressions pondérées par le nombre de présents.

Pour les trois périodes les plus anciennes, on suppose que la relation estimée est également valide entre 30 et 40 ans et pour des âges supérieurs à 80 ans. On déduit ensuite les quotients estimés par âge atteint dans l'année, de 30 ans à 100 ans. La rupture de pentes entraîne une petite non-linéarité des variations des quotients autour de l'âge de rupture retenu. On lisse donc les quotients estimés sur plusieurs âges (entre 50 et 60 ans par exemple pour une coupure à 55 ans) par interpolation linéaire sur les logarithmes de ces quotients.

Le prolongement aux « âges jeunes » (avant 40 ans en général) conduit parfois à des quotients de mortalité décroissants avec l'âge (quotient à 32 ans légèrement plus petit qu'à 31 ans, lui-même légèrement plus petit que celui à 30 ans). Dans ce cas, on applique aux quotients des âges jeunes la hausse observée aux âges supérieurs.

---

<sup>7</sup> Cet ajustement a utilisé pour la première fois dans le document de travail F0506

figure 2.2 a

Logits estimés en fonction des logits de références  
entre 40 et 95 ans pour les hommes ouvriers en 1999

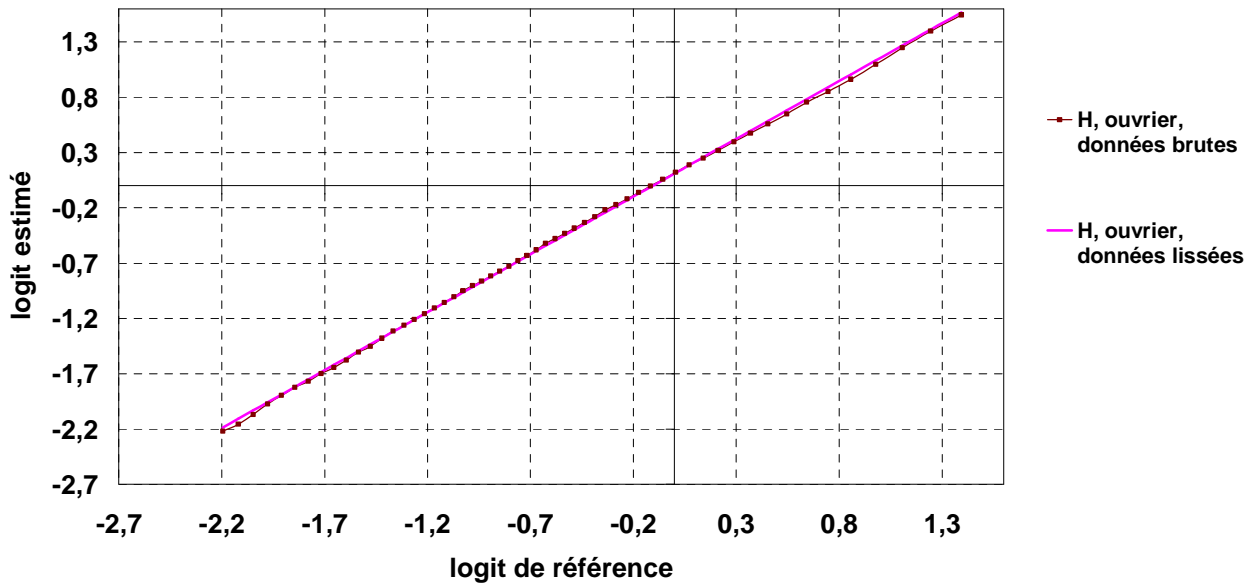
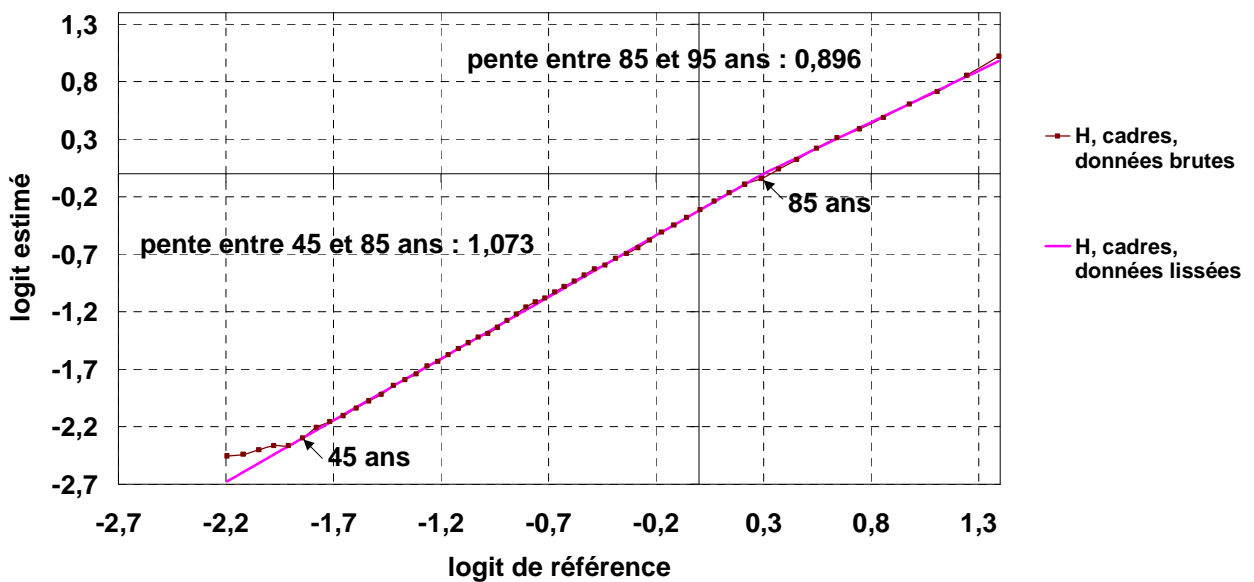


figure 2.2 b

Logits estimés en fonction des logits de références  
entre 40 et 95 ans pour les hommes cadres en 1999



Note : Il y a moins de 7 décès à chaque âge entre 40 et 44 ans, de ce fait, cette partie de la courbe n'est pas interprétable.

Les tableaux donnent l'ensemble des coefficients estimés pour les hommes et les femmes par catégorie sociale et diplôme. Les âges limites retenus et l'âge de coupure sont les mêmes pour le champ France métropolitaine, ainsi que pour le champ France.

### Hommes, coefficients estimés pour chaque catégorie sociale (CS)

#### I) Mortalité des hommes entre 1976 et 1984 par catégorie sociale en 1975

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1975	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	40-80	55	-0,35669 <i>0,01427</i>	0,94637 <i>0,01066</i>	1,04823 <i>0,00601</i>
artisan, commerçant	45-80	55	-0,29991 <i>0,02187</i>	0,81994 <i>0,01721</i>	0,91454 <i>0,00779</i>
cadre et professions intellectuelles	40-80	55	-0,31984 <i>0,02396</i>	1,10049 <i>0,01659</i>	1,06298* <i>0,0143</i>
profession intermédiaire	40-80	55	-0,31727 <i>0,01381</i>	1,01462 <i>0,00942</i>	1,06467 <i>0,00893</i>
employé	40-80	55	-0,0005319 <i>0,01448</i>	0,98831 <i>0,01026</i>	0,93928 <i>0,00744</i>
ouvrier	40-80	55	0,18443 <i>0,0069</i>	1,09522 <i>0,00478</i>	0,9742 <i>0,00397</i>
inactif non retraité	40-80	55	0,40694 <i>0,01423</i>	0,80498 <i>0,01036</i>	0,94548 <i>0,00806</i>
ensemble	40-80	55	-0,03705 <i>0,0033</i>	1,01618 <i>0,00231</i>	0,97114 <i>0,00181</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

#### II) Mortalité des hommes entre 1983 et 1991 par catégorie sociale en 1982

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1982	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	40-80	60	-0,27647 <i>0,01417</i>	0,94182 <i>0,01149</i>	1,02512 <i>0,01096</i>
artisan, commerçant	40-80	50	-0,55384 <i>0,03979</i>	0,72015 <i>0,02515</i>	1,01568 <i>0,00939</i>
cadre et professions intellectuelles	40-80	55	-0,44535 <i>0,01647</i>	0,89521 <i>0,01092</i>	0,98307 <i>0,00985</i>
profession intermédiaire	40-80	55	-0,15803 <i>0,01931</i>	1,06876 <i>0,01274</i>	1,03797* <i>0,01206</i>
employé	40-80	55	0,42151 <i>0,02461</i>	1,31948 <i>0,01653</i>	0,94879 <i>0,01233</i>
ouvrier	40-80	55	0,20764 <i>0,01023</i>	1,07161 <i>0,00692</i>	0,97257 <i>0,00553</i>
inactif non retraité	40-80	55	1,01395 <i>0,01208</i>	1,15528 <i>0,00864</i>	0,8282 <i>0,00734</i>
ensemble	40-80	55	0,0663 <i>0,00348</i>	1,05765 <i>0,00235</i>	0,97057 <i>0,00185</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### III) Mortalité des hommes entre 1991 et 1999 par catégorie sociale en 1990

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1990	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	40-80	50	-0,61741 <i>0,05149</i>	0,79426 <i>0,03254</i>	1,08966 <i>0,01</i>
artisan, commerçant	40-80	55	-0,07428 <i>0,0254</i>	1,09167 <i>0,01697</i>	1,00318 <i>0,01305</i>
cadre et professions intellectuelles	40-80	55	-0,44083 <i>0,01749</i>	0,93601 <i>0,01153</i>	0,99429 <i>0,00955</i>
profession intermédiaire	40-80	55	-0,31039 <i>0,0136</i>	0,89406 <i>0,00884</i>	1,02019 <i>0,00794</i>
employé	40-80	55	-0,04773 <i>0,01628</i>	0,88977 <i>0,01057</i>	0,9488 <i>0,00745</i>
ouvrier	40-80	55	0,21207 <i>0,00635</i>	1,13251 <i>0,0041</i>	1,0605 <i>0,00336</i>
inactif non retraité	40-80	55	1,03726 <i>0,01625</i>	1,16554 <i>0,01105</i>	0,84163 <i>0,01137</i>
ensemble	40-80	55	-0,0383 <i>0,00676</i>	0,99557 <i>0,00443</i>	1,01195 <i>0,00348</i>

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### IV) Mortalité des hommes entre 2000 et 2008 par catégorie sociale en 1999

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1999	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	40-95	70	-0,23559 <i>0,014499</i>	0,93628 <i>0,011531</i>	1,06828 <i>0,016521</i>
artisan, commerçant	45-95	70	-0,20080 <i>0,007323</i>	1,01075 <i>0,006081</i>	1,07085 <i>0,008723</i>
cadre et professions intellectuelles	45-95	85	-0,32061 <i>0,003434</i>	1,07301 <i>0,002936</i>	0,89592 <i>0,022679</i>
profession intermédiaire	45-95	80	-0,14513 <i>0,005589</i>	1,10021 <i>0,004599</i>	0,96614 <i>0,021682</i>
employé	40-95	70	0,03998 <i>0,005628</i>	0,98888 <i>0,004028</i>	0,92708 <i>0,007563</i>
ouvrier	35-95	65	0,11261 <i>0,011758</i>	1,04729 <i>0,006911</i>	1,04525* <i>0,013912</i>
inactif non retraité	40-95	65	0,67130 <i>0,011801</i>	0,85594 <i>0,008482</i>	0,82679* <i>0,014799</i>
ensemble	45-95	70	-0,00589 <i>0,001867</i>	1,01583 <i>0,001511</i>	0,97674 <i>0,002375</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## V) Mortalité des hommes entre 2009 et 2013 par catégorie sociale entre 2004 et 2012

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS entre 2004 et 2012	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	50-100	90	-0,12050 <i>0,00725</i>	1,04687 <i>0,00850</i>	1,06457* <i>0,05817</i>
artisan, commerçant	50-100	80	-0,04535 <i>0,00500</i>	1,12342 <i>0,00489</i>	1,00953 <i>0,01252</i>
cadre et professions intellectuelles	50-100	85	-0,32070 <i>0,00831</i>	1,08231 <i>0,00765</i>	0,98228 <i>0,03888</i>
profession intermédiaire	35-100	60	-0,15526 <i>0,01746</i>	1,04023 <i>0,00955</i>	1,04211* <i>0,01454</i>
employé	35-100	85	-0,03846 <i>0,01132</i>	0,99541 <i>0,00710</i>	1,01401* <i>0,05859</i>
ouvrier	40-90	75	0,11445 <i>0,00584</i>	1,00166 <i>0,00398</i>	1,01873* <i>0,01477</i>
inactif non retraité	40-100	90	0,61803 <i>0,01160</i>	0,84765 <i>0,00811</i>	0,89769* <i>0,15206</i>
ensemble	45-90	80	-0,01377 <i>0,00170</i>	0,99315 <i>0,00136</i>	0,99807* <i>0,00701</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## Femmes, coefficients estimés pour chaque catégorie sociale

### I) Mortalité des femmes entre 1976 et 1984 par catégorie sociale en 1975

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1975	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	50-80		-0,12805 <i>0,01521</i>	1,11298 <i>0,01186</i>	
artisan, commerçant	40-80	60	-0,49267 <i>0,02406</i>	0,79662 <i>0,01425</i>	1,05651 <i>0,01419</i>
cadre et professions intellectuelles	60-80		-0,29656 <i>0,02025</i>	1,00223 <i>0,02226</i>	
profession intermédiaire	35-80	55	-0,1885 <i>0,04430</i>	1,0456 <i>0,02160</i>	1,0652* <i>0,02747</i>
employé	40-80	55	-0,01766 <i>0,02341</i>	1,08794 <i>0,01283</i>	1,00425 <i>0,00927</i>
ouvrier	40-80	55	0,22089 <i>0,0344</i>	1,20069 <i>0,01922</i>	1,0232 <i>0,01147</i>
inactif non retraité	40-80	55	0,26711 <i>0,01147</i>	1,1725 <i>0,00362</i>	0,95633 <i>0,00446</i>
ensemble	40-80	55	0,13985 <i>0,0103</i>	1,14643 <i>0,00567</i>	0,98601 <i>0,00386</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## II) Mortalité des femmes entre 1983 et 1991 par catégorie sociale en 1982

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1982	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	50-80	60	0,09031 <i>0,08384</i>	1,33068 <i>0,05641</i>	1,2504* <i>0,02082</i>
artisan, commerçant	40-80	60	-0,35304 <i>0,05618</i>	0,81752 <i>0,03243</i>	0,99245 <i>0,01154</i>
cadre et professions intellectuelles	45-85	65	-0,78663 <i>0,04052</i>	0,63681 <i>0,02492</i>	1,03218 <i>0,03432</i>
profession intermédiaire	40-80	55	-0,36325 <i>0,02945</i>	0,92514 <i>0,01495</i>	1,0501 <i>0,01363</i>
employé	40-80	55	0,13387 <i>0,02334</i>	1,15182 <i>0,01216</i>	0,98558 <i>0,00971</i>
ouvrier	40-80	55	0,29509 <i>0,01023</i>	1,25442 <i>0,00692</i>	1,05273 <i>0,00553</i>
inactif non retraité	40-80	55	0,27246 <i>0,01693</i>	1,10015 <i>0,00909</i>	0,93071 <i>0,00672</i>
ensemble	40-80	55	0,10409 <i>0,01171</i>	1,0907 <i>0,0062</i>	0,99207 <i>0,00451</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## III) Mortalité des femmes entre 1991 et 1999 par catégorie sociale en 1990

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1990	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	50-80	60	0,06899 <i>0,05166</i>	1,15414 <i>0,03408</i>	1,04021 <i>0,01224</i>
artisan, commerçant	45-80	55	-0,15242 <i>0,06288</i>	0,99183 <i>0,03509</i>	1,03048* <i>0,01447</i>
cadre et professions intellectuelles	45-85	55	-0,62477 <i>0,03897</i>	0,73846 <i>0,02126</i>	1,02492 <i>0,01038</i>
profession intermédiaire	45-80	55	-0,33997 <i>0,04082</i>	0,92556 <i>0,02221</i>	1,04271 <i>0,01210</i>
employé	45-80	55	-0,16929 <i>0,02667</i>	0,98134 <i>0,01463</i>	1,03457 <i>0,00672</i>
ouvrier	45-80	55	-0,02178 <i>0,02660</i>	1,01316 <i>0,01472</i>	1,05206 <i>0,00595</i>
inactif non retraité	45-80	55	0,0571 <i>0,02330</i>	0,91929 <i>0,01311</i>	0,87556 <i>0,00580</i>
ensemble	45-80	55	-0,08565 <i>0,00802</i>	0,97362 <i>0,00444</i>	1,00236 <i>0,00199</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil



#### IV) Mortalité des femmes entre 2000 et 2008 par catégorie sociale en 1999

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS en 1999	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	40-95	70	-0,12658 <i>0,047669</i>	0,97588 <i>0,034305</i>	1,03727* <i>0,026717</i>
artisan, commerçant	50-90	70	-0,21389 <i>0,02734</i>	0,86894 <i>0,019328</i>	0,95016 <i>0,016748</i>
cadre et professions intellectuelles	45-95	85	-0,1714 <i>0,020423</i>	1,09278 <i>0,012416</i>	0,95526* <i>0,083671</i>
profession intermédiaire	45-95	65	0,04080 <i>0,01293</i>	1,1801 <i>0,007526</i>	0,99152 <i>0,007335</i>
employé	40-95	70	-0,03813 <i>0,007683</i>	1,03890 <i>0,004264</i>	0,99674 <i>0,00748</i>
ouvrier	35-95	65	-0,10059 <i>0,027255</i>	0,93035 <i>0,01407</i>	1,03561 <i>0,017383</i>
inactif non retraité	45-95	80	0,04918 <i>0,008205</i>	0,81584 <i>0,005721</i>	0,90696 <i>0,013621</i>
ensemble	45-90	70	-0,03823 <i>0,004889</i>	0,98186 <i>0,003043</i>	0,98024* <i>0,004348</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

#### V) Mortalité des femmes entre 2009 et 2013 par catégorie sociale entre 2004 et 2012

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

CS entre 2004 et 2012	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
agriculteur	50-100	90	-0,02860 <i>0,01038</i>	1,09868 <i>0,01101</i>	1,08314* <i>0,04327</i>
artisan, commerçant	50-100	70	0,00816 <i>0,02403</i>	1,11417 <i>0,01708</i>	1,03950 <i>0,00998</i>
cadre et professions intellectuelles	45-95	80	-0,17148 <i>0,03174</i>	1,08919 <i>0,01826</i>	1,00713* <i>0,07986</i>
profession intermédiaire	45-100	90	-0,09803 <i>0,00730</i>	1,07554 <i>0,00456</i>	0,99647* <i>0,04247</i>
employé	35-95	85	-0,05798 <i>0,01482</i>	1,03399 <i>0,00785</i>	1,04882* <i>0,06860</i>
ouvrier	45-100	75	0,00341 <i>0,01164</i>	0,98410 <i>0,00773</i>	1,03082 <i>0,01062</i>
inactif non retraité	50-100	80	0,04500 <i>0,01833</i>	0,75392 <i>0,01294</i>	0,86147 <i>0,02280</i>
ensemble	45-90	80	-0,00008 <i>0,00264</i>	1,02410 <i>0,00168</i>	1,00082* <i>0,00668</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

Il est difficile de comparer les paramètres des estimations pour une même catégorie sociale pour différentes années. Il faut en effet tenir compte du fait que plusieurs paramètres interviennent sur le niveau de la mortalité : les pentes, mais aussi les constantes ou choix des bornes. De plus, ces paramètres ne décrivent pas l'évolution de la mortalité avec l'âge pour une CS, mais l'évolution de la mortalité (quotients cumulés) d'une CS par rapport à la population de référence<sup>8</sup>. In fine, si à partir de ces estimations, on reconstitue par exemple les quotients de mortalité des hommes cadres lors de deux périodes successives, les résultats restent voisins, malgré des jeux de paramètres assez différents.

<sup>8</sup> La population de référence est différente pour chaque période donnée : c'est la mortalité moyenne (des femmes ou des hommes) pour chaque période retenue.

## Hommes, coefficients estimés par diplôme

### I) Mortalité des hommes entre 1991 et 1999 par diplôme en 1990

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme en 1990	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	50-100	85	0,15204 <i>0,00255</i>	0,97682 <i>0,00326</i>	1,01961 <i>0,01320</i>
brevet, CEP	40-85	80	-0,04200 <i>0,00205</i>	0,93073 <i>0,00185</i>	0,97226* <i>0,02240</i>
CAP, BEP	40-90	70	-0,05978 <i>0,00422</i>	1,01804 <i>0,00294</i>	0,96115 <i>0,01268</i>
baccalauréat	40-80	55	-0,07626 <i>0,01456</i>	1,09245 <i>0,00944</i>	0,96791 <i>0,00823</i>
supérieur au baccalauréat	40-85	65	-0,40671 <i>0,01297</i>	0,96788 <i>0,00888</i>	0,96965* <i>0,01998</i>
ensemble	40-80	55	0,00259 <i>0,00606</i>	1,03853 <i>0,00398</i>	1,01180* <i>0,00313</i>

\* b2 non significativement différent de b

Note : pour l'ensemble de la population, les coefficients a, b et b2 sont différents de ceux estimés lors des calculs pour la catégorie sociale en 1991-1999 (calculs réalisés en 2005), car la base EDP a évolué suite à quelques corrections. Néanmoins, les quotients de mortalité de l'ensemble de la population sont calés sur l'état civil et sont donc identiques.

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### II) Mortalité des hommes entre 2000 et 2008 par diplôme en 1999

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme en 1999	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	40-100	85	0,18964 <i>0,00548</i>	0,98095 <i>0,00449</i>	0,94804* <i>0,02613</i>
brevet, CEP	50-100	90	0,00910 <i>0,00199</i>	0,96128 <i>0,00234</i>	0,95738* <i>0,01809</i>
CAP, BEP	45-95	70	-0,02698 <i>0,00723</i>	0,99072 <i>0,00553</i>	0,94073 <i>0,01448</i>
baccalauréat	50-100	75	-0,22042 <i>0,00606</i>	0,93765 <i>0,00569</i>	0,93683* <i>0,01126</i>
supérieur au baccalauréat	45-95	75	-0,23873 <i>0,00793</i>	1,14159 <i>0,00621</i>	0,92897 <i>0,01802</i>
ensemble	45-95	70	-0,00265 <i>0,00233</i>	1,02787 <i>0,00189</i>	0,97597* <i>0,00298</i>

\* b2 non significativement différent de b

Note : pour l'ensemble de la population, les coefficients a, b et b2 sont légèrement différents de ceux estimés lors des calculs pour la catégorie sociale en 2000-2008 (calculs réalisés en 2011), car la base EDP a évolué suite à quelques corrections. Néanmoins, les quotients de mortalité de l'ensemble de la population sont calés sur l'état civil et sont donc identiques.

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### III) Mortalité des hommes entre 2009 et 2013 par diplôme entre 2004 et 2012

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme entre 2004 et 2012	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	45-95	80	0,19112 <i>0,00210</i>	0,90012 <i>0,00177</i>	0,98318 <i>0,00604</i>
brevet, CEP	50-100	90	0,04581 <i>0,00421</i>	0,97088 <i>0,00489</i>	0,98923* <i>0,03653</i>
CAP, BEP	45-95	80	-0,04875 <i>0,00840</i>	0,92218 <i>0,00639</i>	0,98041* <i>0,04204</i>
baccalauréat	45-95	80	-0,15213 <i>0,00810</i>	0,97110 <i>0,00638</i>	0,98556* <i>0,02646</i>
supérieur au baccalauréat	45-100	85	-0,26505 <i>0,00598</i>	1,02915 <i>0,00453</i>	0,96537* <i>0,03311</i>
ensemble	45-90	80	-0,01377 <i>0,00170</i>	0,99315 <i>0,00136</i>	0,99807* <i>0,00701</i>

\* b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### Femmes, coefficients estimés par diplôme

#### I) Mortalité des femmes entre 1991 et 1999 par diplôme en 1990

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme en 1990	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	50-100	90	0,08081 <i>0,00136</i>	0,94190 <i>0,00127</i>	0,98173 <i>0,00735</i>
brevet, CEP	45-90	65	-0,20649 <i>0,00821</i>	0,87519 <i>0,00530</i>	0,94839 <i>0,00432</i>
CAP, BEP	45-80	60	-0,27753 <i>0,02269</i>	0,88950 <i>0,01279</i>	0,97691 <i>0,01688</i>
baccalauréat	45-85	55	-0,29274 <i>0,04420</i>	0,94913 <i>0,02412</i>	0,96716* <i>0,01181</i>
supérieur au baccalauréat	45-85	65	-0,18664 <i>0,02238</i>	1,01745 <i>0,01273</i>	0,93934 <i>0,02229</i>
ensemble	45-80	55	-0,11067 <i>0,00731</i>	0,95784 <i>0,00405</i>	0,99964* <i>0,00182</i>

\* b2 non significativement différent de b

Note : pour l'ensemble de la population, les coefficients a, b et b2 sont différents de ceux estimés lors des calculs pour la catégorie sociale en 1991-1999 (calculs réalisés en 2005), car la base EDP a évolué suite à quelques corrections. Néanmoins, les quotients de mortalité de l'ensemble de la population sont calés sur l'état civil et sont donc identiques.

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## II) Mortalité des femmes entre 2000 et 2008 par diplôme en 1999

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme en 1999	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	50-100	80	0,06417 <i>0,00448</i>	0,88608 <i>0,00381</i>	0,96219 <i>0,00496</i>
brevet, CEP	45-100	80	-0,11263 <i>0,00436</i>	0,87765 <i>0,00327</i>	0,96374 <i>0,00634</i>
CAP, BEP	45-100	80	-0,10041 <i>0,00711</i>	0,95676 <i>0,00434</i>	0,96810* <i>0,01707</i>
baccalauréat	40-100	60	0,01507 <i>0,01563</i>	1,06580 <i>0,00791</i>	0,94997 <i>0,00843</i>
supérieur au baccalauréat	45-95	85	-0,19183 <i>0,00929</i>	1,03955 <i>0,00549</i>	0,95230* <i>0,04134</i>
ensemble	45-90	70	-0,03251 <i>0,00479</i>	0,98944 <i>0,00299</i>	0,98221* <i>0,00427</i>

\*b2 non significativement différent de b

Note : pour l'ensemble de la population, les coefficients a, b et b2 sont différents de ceux estimés lors des calculs pour la catégorie sociale en 2000-2008 (calculs réalisés en 2011), car la base EDP a évolué suite à quelques corrections. Néanmoins, les quotients de mortalité de l'ensemble de la population sont calés sur l'état civil et sont donc identiques.

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## III) Mortalité des femmes entre 2009 et 2013 par diplôme entre 2004 et 2012

(coefficients, écarts-types en dessous en italique)

diplôme entre 2004 et 2012	âges limites retenus	coupure à	a	b	b2
sans diplôme	45-100	90	0,14901 <i>0,00530</i>	0,94915 <i>0,00398</i>	0,95354* <i>0,02232</i>
brevet, CEP	45-100	80	-0,02597 <i>0,00551</i>	0,97380 <i>0,00424</i>	0,96383* <i>0,00710</i>
CAP, BEP	45-100	65	-0,21163 <i>0,00613</i>	0,87963 <i>0,00344</i>	0,97587 <i>0,00460</i>
baccalauréat	45-100	70	-0,02375 <i>0,01059</i>	1,07451 <i>0,00615</i>	0,98020 <i>0,00913</i>
supérieur au baccalauréat	50-100	70	-0,01714 <i>0,00908</i>	1,12884 <i>0,00569</i>	1,02071 <i>0,00761</i>
ensemble	45-90	80	-0,00008 <i>0,00264</i>	1,02410 <i>0,00168</i>	1,00082* <i>0,00668</i>

\*b2 non significativement différent de b

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### c) Exemple de lissage par la méthode de Brass

La méthode appliquée lisse les données et modifie peu en pratique le profil par âge des quotients de mortalité bruts, comme l'illustrent les graphiques suivants (sauf aux âges élevés pour les périodes anciennes). Les modifications sont marginales entre 35 et 80.

Figure 2.2 c

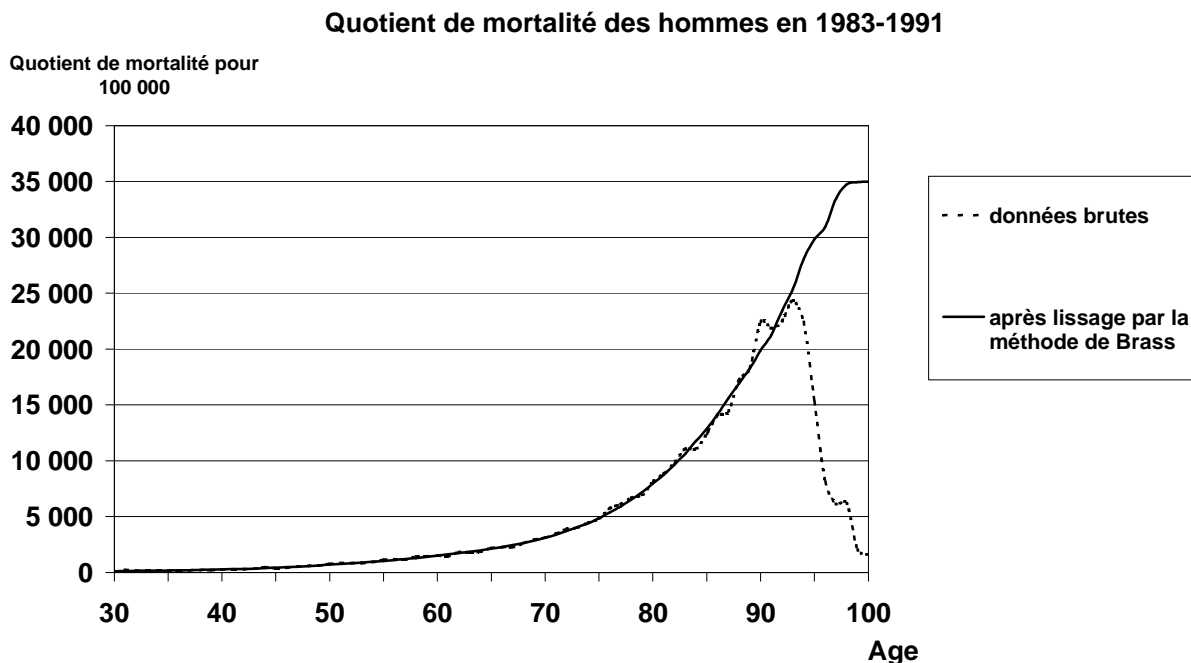
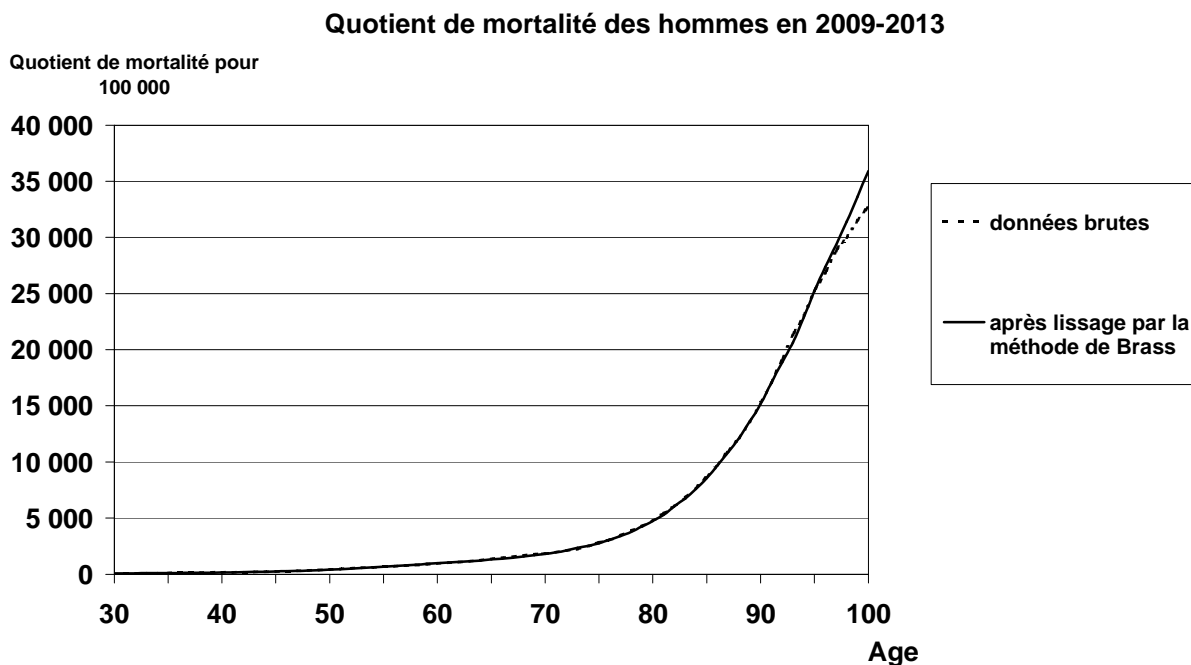


figure 2.2 d



## 2.3. Ajustements sur les tables de référence données par l'état civil

Les espérances de vie après lissage sont les plus éloignées de celles avant lissage en 1976-1984 (-0,9 an). Cela est dû à la baisse des quotients de mortalité au-delà de 85 ans en raison de décès manquants pour les personnes nées avant 1900. Les écarts constatés varient selon les années considérées, et se réduisent au fil du temps.

### Espérance de vie des hommes et des femmes, à 35 ans

	1976-1984	1983-1991	1991-1999	2000-2008	2009-2013
<b>Hommes, à 35 ans</b>					
Estimée, avant lissage, <i>avant recalage sur l'état civil</i>	39,9	39,7	41,3	43,3	44,7
Estimée, après lissage, <i>avant recalage sur l'état civil (a)</i>	39,0	39,6	41,1	43,2	44,7
État civil, France métropolitaine (b)	37,8	39,2	40,8	42,8	44,5
Écart (a-b)	+1,2	+0,4	+0,3	+0,4	+0,2
<b>Femmes, à 35 ans</b>					
Estimée, avant lissage, <i>avant recalage sur l'état civil</i>	48,0	47,2	48,6	49,8	50,8
Estimée, après lissage, <i>avant recalage sur l'état civil (a)</i>	46,2	47,0	48,5	49,8	50,7
État civil, France métropolitaine (b)	45,0	46,4	48,0	49,4	50,5
Écart (a-b)	+1,2	+0,6	+0,5	+0,4	+0,2

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

Les espérances de vie déduites des quotients estimés pour l'ensemble de la population après lissage sont supérieures à celles calculées à partir des quotients de référence (état civil) sur les mêmes périodes (tableau).

**Pour les quatre premières périodes (de 1976-1984 à 2000-2008)**, cet écart s'explique en partie (0,25 an) par le fait que les personnes de l'échantillon sont nées au début du mois d'octobre. Elles sont plus jeunes d'environ 3 mois que la moyenne des personnes de leur génération (qui sont, quant à elles, nées tout au long de l'année, de janvier à décembre). Elles ont donc, à âge donné, une probabilité de mourir dans l'année un peu plus faible que l'ensemble des personnes de leur génération. Les quotients de mortalité sont calculés en âge atteint dans l'année (ou différence de millésimes).

**Pour la dernière période (2009-2013)**, l'écart dû au mois de naissance des personnes de l'Échantillon Démographique Permanent est nul. En effet, pour cette période, on utilise les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2012. Entre 2004 et 2007, les personnes de l'échantillon démographique sont plus jeunes de trois mois en moyenne. Entre 2008 et 2012, les personnes de l'échantillon démographique sont nées les quatre premiers jours de chaque trimestre (passage du panel à 16 jours au lieu de 4 jours de naissance), à l'exception du mois de janvier, soit du 2 au 5 janvier, du 1<sup>er</sup> au 4 avril, du 1<sup>er</sup> au 4 juillet et du 1<sup>er</sup> au 4 octobre. Elles sont plus âgées d'un mois et demi que la moyenne. Au final, la moyenne sur l'ensemble de l'échantillon de 2004 à 2012 correspond au 23 juin, soit quasiment au milieu de l'année.

Pour toutes les périodes, l'écart s'explique également par le fait que les indicateurs sont estimés sur des champs différents selon qu'ils sont estimés à partir de l'EDP ou de l'état civil : personnes résidant en France métropolitaine et nées en France métropolitaine pour les estimations à partir de l'EDP ; ensemble des personnes résidant en France métropolitaine pour l'état civil. Les personnes nées en France métropolitaine sont moins souvent ouvriers ou inactifs et plus fréquemment professions intermédiaires. Ces différences de catégories sociales peuvent également expliquer l'espérance de vie un peu plus élevée sur le champ de l'EDP.

## Catégorie sociale dans l'EDP en fonction du lieu de naissance

Catégorie sociale en 2013	Homme		Femme	
	Né en France métropolitaine	Né dans les Dom, tom, étranger	Né en France métropolitaine	Né dans les Dom, tom, étranger
agriculteur	4,3	0,6	3,2	0,5
artisan, commerçant	9,4	9,9	4,6	3,1
cadre	17,5	14,5	9,0	8,7
profession intermédiaire	21,6	15,1	22,1	15,4
employé	12,0	11,9	39,7	35,8
ouvrier	31,3	40,1	10,4	10,7
inactif non retraité	3,9	7,9	11,0	25,8
ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Pour corriger ces écarts, nous avons recalé les quotients estimés à partir de l'EDP sur les données de l'état civil. Un coefficient correctif par âge a été calculé : il rapporte le quotient de mortalité des tables de référence de l'état civil aux quotients estimés à l'aide de l'EDP pour les personnes nées en France métropolitaine. Ce coefficient correctif a ensuite été appliqué, par âge, à toutes les tables par catégorie sociale (on applique le même coefficient correctif pour chacune des CS). Les tables de mortalité, après ajustement sur les tables issues de l'état civil figurent dans l'Insee Résultats n° 177 soc (Blanpain N., 2016).

## 2.4. Résultats

### a) Calcul des espérances de vie

On obtient finalement les tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme lissées, sur lesquels on calcule des espérances de vie à divers âges et les probabilités de décès entre divers âges :

Age	Quotient de décès en âge atteint dans l'année	Survie	Espérances de vie en âge exact
30	$q_{30}$	$S_{30} = 100\ 000$	$\frac{\sum_{31}^{101} S_x}{S_{30}}$
31		$S_{31} = 100\ 000 * (1 - q_{30})$	$\frac{\sum_{32}^{101} S_x}{S_{30}}$
...			
x	$q_x$	$S_x = S_{x-1} * (1 - q_{x-1})$	$\frac{\sum_{x+1}^{101} S_x}{S_{30}}$
...			
100 ans			

L'espérance de vie à 30 ans s'écrit :

$$E_{30} = \frac{\sum_{31}^{101} S_x}{S_{30}} = \frac{0 \text{ an} * (S_{30} - S_{31}) + 1 \text{ an} * (S_{31} - S_{32}) + 2 \text{ ans} * (S_{32} - S_{33}) + \dots}{S_{30}}$$

L'espérance de vie est calculée en âge exact, alors que les quotients sont calculés en âge atteint dans l'année.  $Q_{30} = \frac{S_{30} - S_{31}}{S_{30}}$  correspond à la probabilité de décès des personnes qui vont avoir 30 ans dans l'année. En début de période, ces personnes ont en moyenne 29 ans et 6 mois et en fin de période 30 ans et

6 mois. Si on suppose, que les décès sont uniformément répartis dans l'année : les décès ont lieu en moyenne à 30 ans en âge exact.

Les espérances de vie ont été calculées ici à partir des quotients détaillés par âge jusqu'à 100 ans. On n'a pas cherché à prolonger les quotients détaillés aux âges supérieurs à 100 ans. Ceci a en effet peu d'effet sur les valeurs des espérances de vie à des âges « jeunes », mais conduit par contre à sous-estimer l'espérance de vie à des âges élevés (la part relative des âges élevés est plus importante). Les tables de mortalité de l'Insee Résultats n° 177 soc (Blanpain N., 2016) donnent l'ensemble des quotients de mortalité par âge détaillé jusqu'à 100 ans, ainsi que les espérances de vie à chaque âge jusqu'à 90 ans.

## b) Espérance de vie à 35 ans par catégorie sociale

Les espérances de vie par catégorie sociale et par diplôme sont estimées à partir de 35 ans afin de disposer d'effectifs suffisants pour calculer les quotients. En effet, la mortalité est calculée sur une période de plusieurs années par exemple 2000-2008 après le recensement de 1999. Les personnes âgées de 35 ans en 2008 avaient 26 ans en 1999 et avaient donc pour la plupart une catégorie sociale active, ce qui n'était pas le cas pour les générations plus jeunes.

Les principaux résultats sont repris dans le tableau ci-dessous. Leur analyse figure en partie 4. Les espérances de vie à 35 ans en France sont très proches des espérances de vie à 35 ans en France métropolitaine.

### Espérances de vie des hommes et des femmes à 35 ans, par période et catégorie sociale

	hommes						femmes					
	France métropolitaine					France	France métropolitaine					France
	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	09-13	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	09-13
agriculteur	40,3	41,7	43,6	44,6	46,2	46,1	45,7	46,8	48,8	49,6	51,1	51,0
artisan commer.	39,6	41,0	43,1	44,8	46,0	46,0	46,0	47,4	48,8	50,3	51,4	51,4
cadre	41,7	43,7	45,8	47,2	49,0	48,9	47,5	49,7	49,8	51,7	53,0	53,1
prof. intermédiaire	40,5	41,6	43,0	45,1	46,7	46,7	46,4	48,1	49,5	51,2	51,9	51,9
employé	37,2	38,6	40,1	42,3	44,9	45,0	45,6	47,4	48,7	49,9	51,1	51,1
ouvrier	35,7	37,3	38,8	40,9	42,6	42,7	44,4	46,3	47,2	48,7	49,8	49,8
inactif non retraité	27,7	27,5	28,4	30,4	33,1	33,5	44,3	45,4	47,1	47,0	47,6	47,6
ensemble	37,8	39,2	40,8	42,8	44,5	44,5	45,0	46,4	48,0	49,4	50,5	50,5

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil



### c) Espérance de vie à 60 ans par catégorie sociale

#### Espérances de vie des hommes et des femmes à 60 ans, par période et catégorie sociale

	hommes						Femmes					
	France métropolitaine					France	France métropolitaine					France
	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	09-13	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	09-13
agriculteur	18,3	19,6	21,0	22,3	23,4	23,4	22,2	22,9	25,3	26,2	27,3	27,3
artisan commer.	18,6	19,1	21,1	22,2	23,2	23,2	22,7	24,1	25,4	27,1	27,6	27,7
cadre	19,2	21,1	23,1	24,0	25,5	25,5	24,1	25,9	26,0	27,8	29,1	29,1
prof. intermédiaire	18,3	19,4	20,9	22,3	23,8	23,8	23,1	24,5	25,9	27,4	28,1	28,1
employé	17,0	18,0	19,5	21,0	22,7	22,8	22,6	24,2	25,3	26,4	27,5	27,5
ouvrier	15,9	17,1	18,0	19,6	21,1	21,1	21,6	23,1	24,0	25,5	26,6	26,6
inactif non retraité	12,3	13,9	14,8	16,0	17,1	17,2	21,8	23,0	24,8	25,2	26,3	26,2
ensemble	17,1	18,2	19,5	21,1	22,5	22,5	22,2	23,4	24,9	26,1	27,1	27,1

### d) Espérance de vie à 35 ans par diplôme

#### Espérances de vie des hommes et des femmes à 35 ans, par période et diplôme

	hommes				femmes			
	France métropolitaine			France	France métropolitaine			France
	91-99	00-08	09-13	09-13	91-99	00-08	09-13	09-13
sans diplôme	37,9	39,3	40,7	40,9	46,0	47,1	48,0	48,1
brevet, cep	40,7	42,0	43,6	43,7	48,7	49,3	50,5	50,5
CAP, BEP	41,7	43,0	44,7	44,7	49,3	50,0	51,2	51,2
baccalauréat	43,6	45,4	46,4	46,4	50,5	50,7	51,8	51,8
supérieur au baccalauréat	46,2	47,2	48,2	48,1	50,8	51,7	52,2	52,2
ensemble	40,8	42,8	44,5	44,5	48,0	49,4	50,5	50,5

### e) Espérance de vie à 60 ans par diplôme

#### Espérances de vie des hommes et des femmes à 60 ans, par période et diplôme

	hommes				Femmes			
	France métropolitaine			France	France métropolitaine			France
	91-99	00-08	09-13	09-13	91-99	00-08	09-13	09-13
sans diplôme	18,0	19,1	20,5	20,6	23,7	24,8	25,6	25,6
brevet, cep	19,9	20,8	22,0	22,0	25,7	26,4	27,3	27,4
CAP, BEP	20,3	21,5	22,9	22,8	26,0	26,7	27,9	27,9
baccalauréat	21,7	23,2	23,9	23,9	27,0	27,3	28,2	28,2
supérieur au baccalauréat	23,4	24,1	25,1	25,0	27,2	27,9	28,4	28,4
ensemble	19,5	21,1	22,5	22,5	24,9	26,1	27,1	27,1

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

## Partie 3. Rapport de taux standardisés de mortalité

### 3.1. Méthodes de standardisation de la mortalité

Il existe deux méthodes principales de standardisation de la mortalité :

- la standardisation directe ;
- la standardisation indirecte.

#### Pour la standardisation directe :

Le taux standardisé de mortalité est le taux de décès d'une population si cette population avait la même structure par âge que la population de référence.

Le rapport de taux standardisés (RTS), en anglais « comparative mortality » ou « standardized rate ratio » est obtenu en divisant les taux standardisés de deux populations.

Si on utilise au dénominateur le taux standardisé de la population de référence, le RTS est le rapport entre le taux de décès d'une population si cette population avait la même structure par âge que la population de référence d'une part et le taux de décès de la population de référence d'autre part.

Par exemple :

Taux de mortalité des hommes ouvriers si les hommes ouvriers avaient la même structure par âge que l'ens. des hommes

Taux de mortalité de l'ensemble des hommes

$$\frac{\sum_{a=\text{amin}}^{\text{amax}} \text{quotients des hommes ouvriers}_{d'âge a} * \text{part de l'ensemble des hommes}_{d'âge a}}{\sum_{a=\text{amin}}^{\text{amax}} \text{quotient de l'ensemble des hommes}_{d'âge a} * \text{part de l'ensemble des hommes}_{d'âge a}}$$

Taux de mortalité des hommes employés si les hommes employés avaient la même structure par âge que l'ens. des hommes

Taux de mortalité de l'ensemble des hommes

$$\frac{\sum_{a=\text{amin}}^{\text{amax}} \text{quotients des hommes employés}_{d'âge a} * \text{part de l'ensemble des hommes}_{d'âge a}}{\sum_{a=\text{amin}}^{\text{amax}} \text{quotient de l'ensemble des hommes}_{d'âge a} * \text{part de l'ensemble des hommes}_{d'âge a}}$$

#### Pour la standardisation indirecte :

L'indice standardisé de mortalité (ISM), en anglais « standardized mortality ratio » (SRM) est le rapport entre le nombre de décès d'une population et le nombre de décès de cette population si elle avait été soumise aux conditions de mortalité par âge de la population de référence.

Une autre manière de le présenter est la suivante : c'est le rapport entre le nombre de décès d'une population et le nombre de décès de la population de référence si cette population de référence avait les mêmes effectifs par âge que la population.

Par exemple :

Nbre de décès des hommes ouvriers

Nbre de décès de l'ens. des hommes si l'ens. des hommes avait les mêmes effectifs par âge que les hommes ouvriers

$$\frac{\sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \text{quotients des hommes ouvriers}_{d'âge a} * \text{effectif des hommes ouvriers}_{d'âge a}}{\sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \text{quotient de l'ensemble des hommes}_{d'âge a} * \text{effectif des hommes ouvriers}_{d'âge a}}$$

Nbre de décès des hommes employés

Nbre de décès de l'ens. des hommes si l'ens. des hommes avait les mêmes effectifs par âge que les hommes employés

$$\frac{\sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \text{quotients des hommes employés}_{d'âge a} * \text{effectif des hommes employés}_{d'âge a}}{\sum_{a=a_{\min}}^{a_{\max}} \text{quotient de l'ensemble des hommes}_{d'âge a} * \text{effectif des hommes employés}_{d'âge a}}$$

### 3.2 Choix de la méthode

#### a) Propriétés de la méthode directe

Première propriété de la méthode directe :

- si deux populations ont les mêmes quotients de mortalité, les indices des deux populations sont identiques, quelle que soit la population de référence retenue

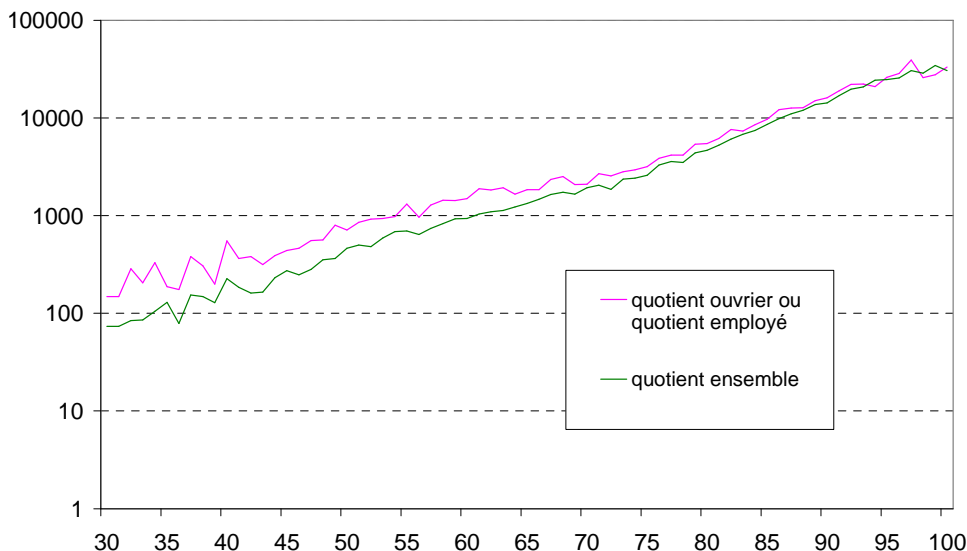
Pour la méthode indirecte :

- si deux populations ont les mêmes quotients de mortalité, les indices des deux populations sont différents, sauf si leur structure par âge est identique

Exemple fictif :

Les ouvriers ont les mêmes quotients de mortalité que les employés. Avant 55 ans, les employés sont deux fois plus nombreux que les ouvriers. Après 55 ans, les employés sont deux fois moins nombreux que les ouvriers.

Quotient de mortalité par âge



Pour la standardisation directe entre 35 et 80 ans, on obtient : 1,43 pour les ouvriers et les employés.  
Pour la standardisation indirecte entre 35 et 80 ans, on obtient : 1,37 pour les ouvriers et 1,50 pour les employés.

Selon cette mesure, la surmortalité des employés est plus importante que celle des ouvriers car il y a plus d'employés jeunes et les écarts de mortalité avec l'ensemble de la population sont plus importants aux âges jeunes.

#### Deuxième propriété de la méthode directe :

**si une population A a des quotients de mortalité supérieurs à une population B quel que soit l'âge, l'indice de la population A sera supérieur à l'indice de la population B quelle que soit la population de référence retenue**

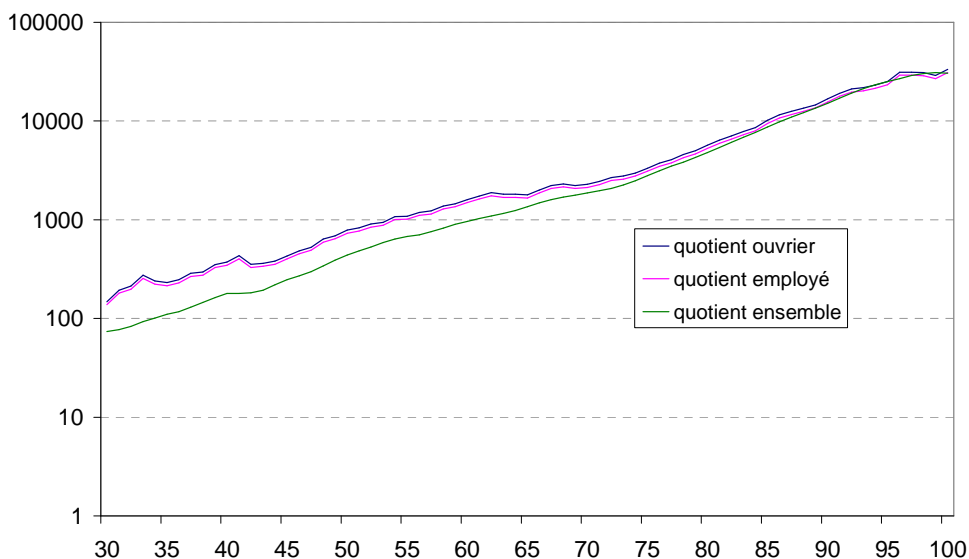
#### Pour la méthode indirecte

**si une population A a des quotients de mortalité supérieurs à une population B quel que soit l'âge, l'indice du groupe A peut être inférieur à l'indice du groupe B**

Exemple fictif :

Les employés ont des quotients de mortalité inférieurs de 7 % à ceux des ouvriers. Avant 55 ans les employés sont deux fois plus nombreux que les ouvriers. Après 55 ans, les employés sont deux fois moins nombreux que les ouvriers.

quotient de mortalité par âge



Pour la standardisation directe, on obtient : 1,42 pour les ouvriers et 1,32 les employés  
Pour la standardisation indirecte, on obtient : 1,37 pour les ouvriers et 1,39 pour les employés.

Malgré des quotients de mortalité inférieurs, la surmortalité des employés d'après la standardisation indirecte est plus importante que celle des ouvriers car il y a plus d'employés jeunes et les écarts de mortalité avec l'ensemble de la population sont plus importants aux âges jeunes.

### Troisième propriété de la méthode directe :

#### Pour la méthode indirecte, le rapport des indices de deux populations n'a pas de signification simple

Pour la méthode directe, le rapport entre l'indice des ouvriers et l'indice des employés est égal à :

Taux de décès des hommes ouvriers si les hommes ouvriers avaient la même structure par âge que l'ens. des hommes

Taux de décès des hommes employés si les hom. employés avaient la même structure par âge que l'ens. des hommes

En effet le dénominateur (nombre de décès de l'ensemble des hommes est commun).

Si l'indice est supérieur à 1, cela signifie que les hommes ouvriers ont une mortalité supérieure à celle des hommes employés à structure par âge identique

Pour la méthode indirecte, le rapport entre l'indice des ouvriers et l'indice des employés est égal à :

Nbre de décès des ouvriers \* Nbre de décès de l'ens des hom. si l'ens. des hom. avait le même effectif par âge que les employés

Nbre de décès des employés / Nbre de décès de l'ens. des hom. si l'ens. des hom. avait le même effectif par âge que les ouvriers

### b) Inconvénient de la méthode directe

Si des quotients de mortalité ne sont pas robustes pour certains âges en raison d'effectifs faibles, ces quotients peu robustes peuvent être multipliés par un effectif néanmoins important dans le cas de la méthode directe (car il s'agit d'un autre effectif, celui de la population de référence), ce qui accroît la variabilité de l'indice. Cet inconvénient ne se produit pas dans le cas de la méthode indirecte, où un quotient de mortalité peu robuste en raison d'un effectif faible sera pondéré par ce même effectif faible.

### c) Méthode retenue

On retient ici la standardisation directe, car ses propriétés permettent davantage d'isoler les effets des quotients de mortalité des effets de la structure par âge.

La population de référence est l'ensemble des hommes ou des femmes en France métropolitaine en 1990. D'autres populations de référence ont été testées (1970 ou 2010). Les résultats sont très proches et le sens des évolutions est toujours le même.

### 3.3. Résultats

#### Rapport de taux standardisés de mortalité par catégorie sociale et par période

a) Décès entre 35 et 80 ans

	hommes					femmes				
	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13
agriculteur	0,81	0,74	0,77	0,81	0,80	0,89	0,97	0,92	0,92	0,86
artisan commerçant	0,88	0,82	0,83	0,80	0,88	0,90	0,73	0,90	0,88	0,83
cadre	0,68	0,64	0,60	0,60	0,60	0,82	0,63	0,81	0,71	0,76
prof. intermédiaire	0,76	0,81	0,82	0,78	0,78	0,79	0,66	0,81	0,74	0,80
employé	1,03	1,07	1,05	1,07	0,95	0,91	0,89	0,94	0,92	0,94
ouvrier	1,20	1,21	1,23	1,21	1,20	1,05	1,09	1,09	1,11	1,10
inactif non retraité	2,08	2,29	2,57	2,56	2,58	1,10	1,14	1,15	1,35	1,47
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

b) Décès entre 35 et 60 ans

	hommes					femmes				
	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13
agriculteur	0,67	0,55	0,67	0,69	0,70	0,72	0,67	0,89	0,97	0,80
artisan commerçant	0,87	0,67	0,77	0,73	0,74	0,82	0,48	0,75	0,89	0,72
cadre	0,53	0,61	0,52	0,46	0,47	0,68	0,53	0,68	0,56	0,54
prof. intermédiaire	0,62	0,71	0,71	0,66	0,63	0,74	0,49	0,69	0,70	0,71
employé	1,07	1,22	1,17	1,16	0,89	0,86	0,98	0,86	0,85	0,77
ouvrier	1,28	1,25	1,21	1,21	1,18	1,03	1,01	1,04	1,03	1,00
inactif non retraité	2,97	3,50	4,18	4,24	4,43	1,18	1,29	1,46	1,84	2,47
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

c) Décès entre 61 et 80 ans

	hommes					femmes				
	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13	76-84	83-91	91-99	00-08	09-13
agriculteur	0,87	0,83	0,82	0,87	0,84	0,93	1,05	0,92	0,91	0,88
artisan commerçant	0,88	0,88	0,85	0,84	0,94	0,92	0,80	0,94	0,88	0,86
cadre	0,75	0,66	0,63	0,67	0,66	0,86	0,66	0,84	0,76	0,83
prof. intermédiaire	0,81	0,85	0,87	0,83	0,84	0,81	0,71	0,85	0,76	0,82
employé	1,02	1,01	1,00	1,03	0,98	0,92	0,87	0,96	0,93	0,99
ouvrier	1,17	1,19	1,23	1,20	1,21	1,05	1,11	1,10	1,13	1,13
inactif non retraité	1,71	1,77	1,91	1,83	1,78	1,08	1,10	1,07	1,20	1,16
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

figure 3.2 a

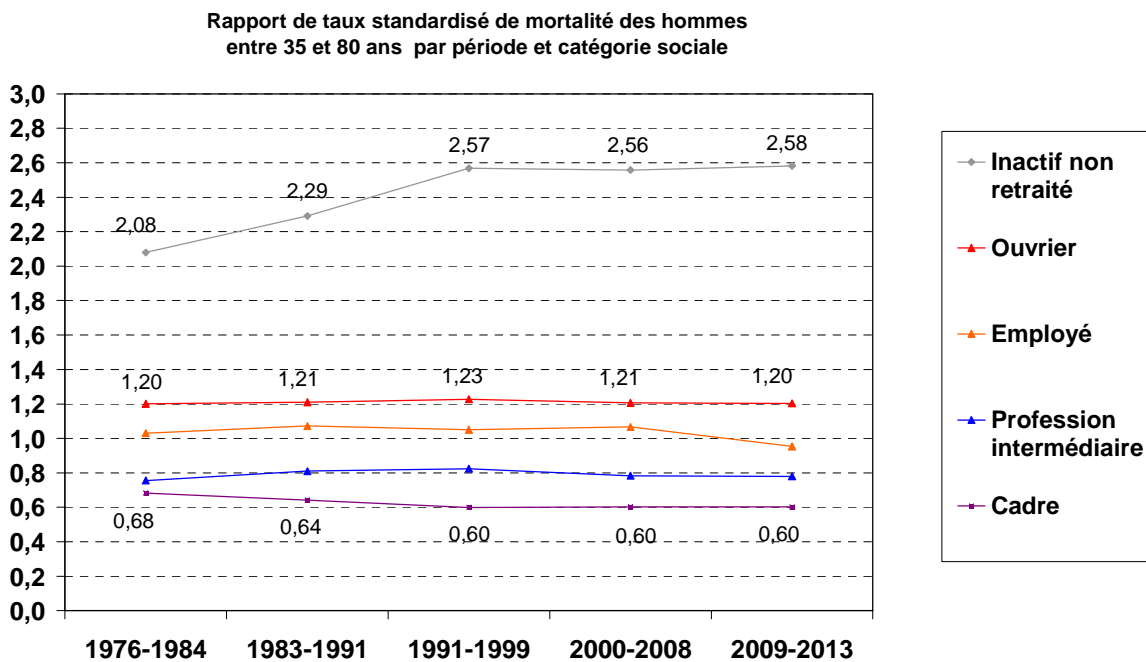
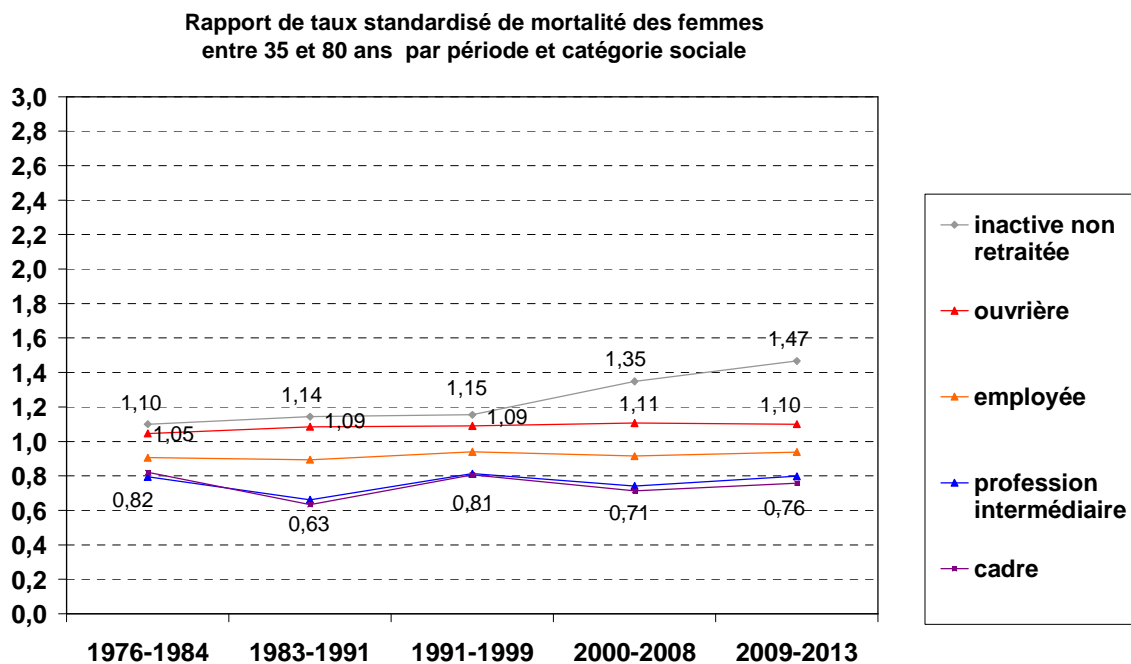


figure 3.2 b



L'évolution du rapport de taux standardisés de mortalité illustre le maintien des inégalités sociales sur longue période. En 2009-2013, la probabilité de mourir entre 35 et 80 ans des hommes ouvriers est 1,20 fois plus élevée que celle de l'ensemble des hommes à structure par âge comparable. Depuis le début des années 80, cet indice est proche de 1,2 pour les hommes ouvriers et 0,6 pour les hommes cadres. Pour les femmes, il est proche de 1,1 pour les ouvrières et de 0,7 pour les cadres quelle que soit la période.

## Rapport de taux standardisés de mortalité par diplôme et par période

### a) Décès entre 35 et 80 ans

	hommes			femmes		
	91-99	00-08	09-13	91-99	00-08	09-13
sans diplôme	1,31	1,37	1,44	1,29	1,34	1,39
brevet, cep	1,01	1,08	1,09	0,92	0,99	1,00
CAP, BEP	0,94	0,98	1,01	0,92	0,93	0,91
baccalauréat	0,76	0,77	0,81	0,70	0,85	0,86
supérieur au baccalauréat	0,55	0,61	0,65	0,68	0,73	0,76
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

### b) Décès entre 35 et 60 ans

	hommes			femmes		
	91-99	00-08	09-13	91-99	00-08	09-13
sans diplôme	1,51	1,60	1,76	1,50	1,58	1,69
brevet, cep	1,10	1,17	1,19	1,00	1,14	1,09
CAP, BEP	0,92	1,05	1,03	0,85	0,98	1,00
baccalauréat	0,74	0,79	0,75	0,73	0,87	0,81
supérieur au baccalauréat	0,52	0,53	0,57	0,69	0,62	0,73
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

### c) Décès entre 61 et 80 ans

	hommes			femmes		
	91-99	00-08	09-13	91-99	00-08	09-13
sans diplôme	1,23	1,27	1,31	1,23	1,27	1,30
brevet, cep	0,97	1,04	1,05	0,90	0,94	0,97
CAP, BEP	0,94	0,95	0,99	0,94	0,92	0,89
baccalauréat	0,77	0,77	0,84	0,69	0,85	0,88
supérieur au baccalauréat	0,57	0,64	0,69	0,68	0,76	0,77
ensemble	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil



figure 3.2 c

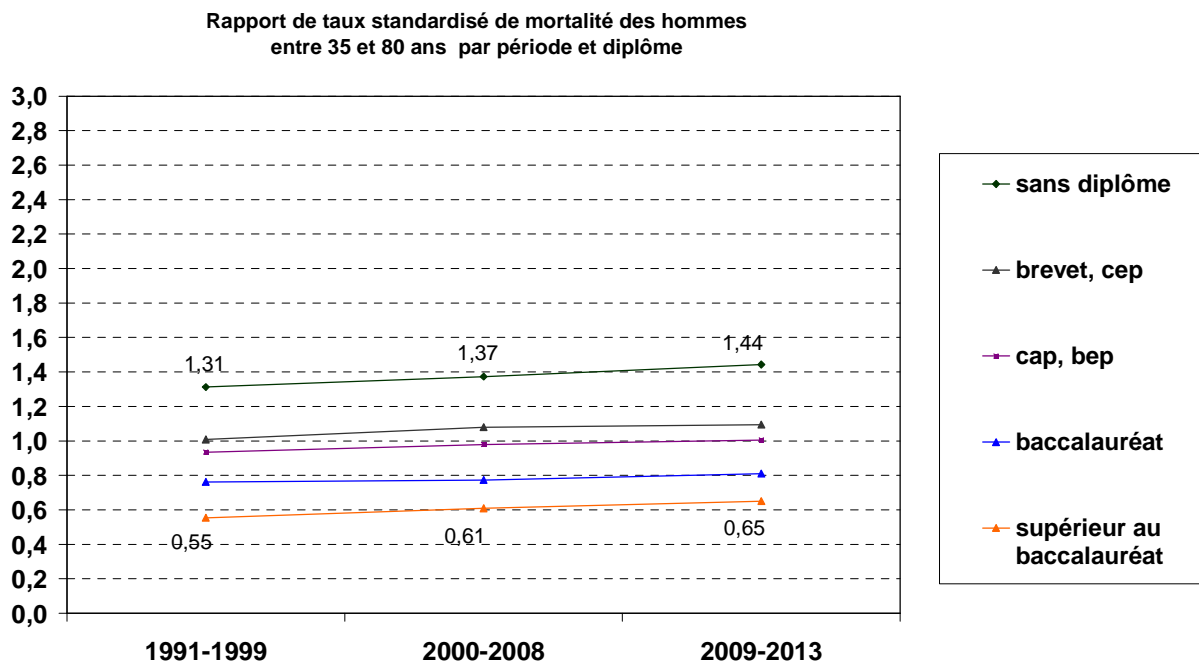
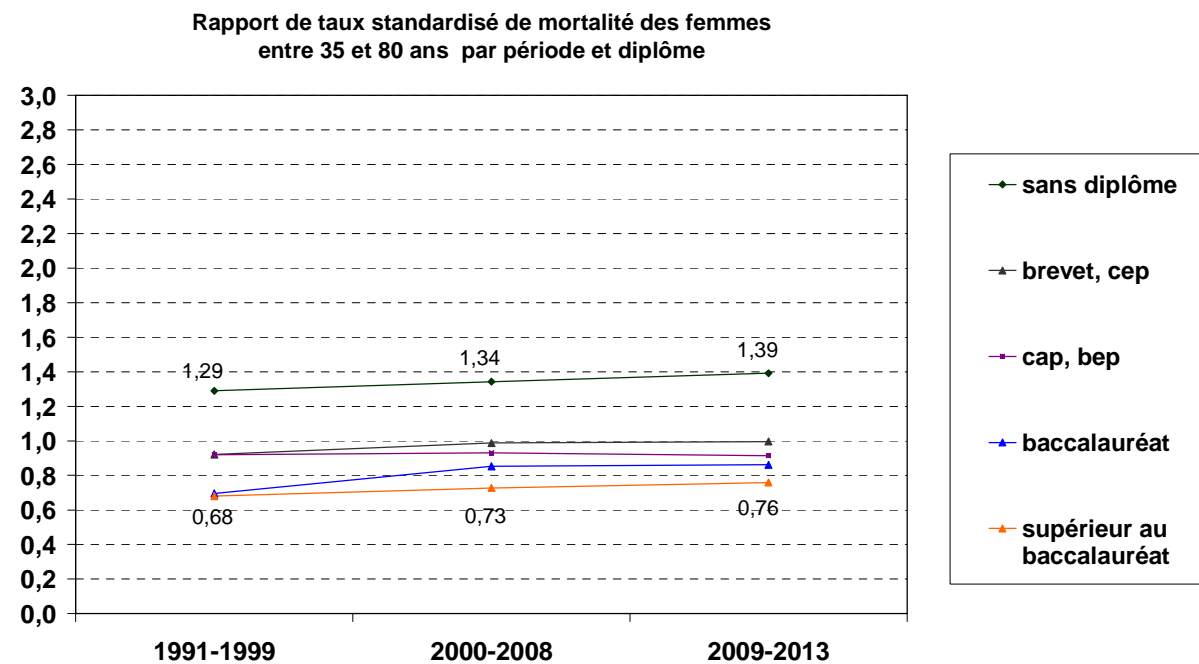


figure 3.2 d



L'évolution du rapport de taux standardisés de mortalité illustre le fait que l'espérance de vie moyenne et l'espérance de vie des personnes sans diplôme s'éloignent, tandis que l'espérance de vie moyenne et celle des personnes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat se rapprochent. En effet, pour les hommes, le rapport des taux standardisés de mortalité s'éloigne de la moyenne (égale à 1) pour les personnes sans diplôme (de 1,31 à 1,44), tandis qu'il se rapproche de la moyenne pour les personnes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat (de 0,55 à 0,65). Cela illustre le fait que l'espérance de vie moyenne progresse plus vite que l'espérance de vie par diplôme. On observe les mêmes résultats pour les femmes.

## Partie 4. Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers



N° 1584

Février 2016

# Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers

**D**epuis la fin des années 1970, les hommes de 35 ans ont gagné 7 années d'espérance de vie et les femmes 5,5 années. Toutes les catégories sociales ont profité de ce progrès et les écarts entre les cadres et les ouvriers se sont maintenus. Les hommes cadres vivent en moyenne 6 ans de plus que les ouvriers dans les conditions de mortalité de 2009-2013. Chez les femmes, les inégalités sociales sont moins marquées, seuls 3 ans séparent l'espérance de vie des cadres et des ouvrières.

Pour la première fois, l'Insee publie l'espérance de vie de la population selon le niveau de diplôme. Ainsi, entre les diplômés du supérieur et les non-diplômés, l'écart d'espérance de vie à 35 ans est de 7,5 ans pour les hommes et de 4 ans pour les femmes. Pour les hommes, il existe une gradation : plus le diplôme est élevé, plus l'espérance de vie l'est. Pour les femmes, l'écart d'espérance de vie est net entre celles qui ont un diplôme et celles qui n'en ont pas ; en revanche, parmi les diplômées, la gradation est peu marquée selon le niveau de diplôme obtenu.

Quelle que soit leur catégorie sociale, les femmes vivent plus longtemps que les hommes. L'espérance de vie des ouvrières est ainsi supérieure d'un an à celle des hommes cadres.

Nathalie Blanpain, division Enquêtes et études démographiques, Insee

En moyenne, les femmes vivent plus longtemps que les hommes. D'après l'échantillon démographique permanent (*sources*), les femmes de 35 ans vivraient encore 50,5 ans en moyenne, dans les conditions de mortalité de 2009-2013 en France métropolitaine (*encadré*), contre 44,5 ans pour les hommes du même âge, soit 6 ans de plus (*figure 1*).

### Les ouvriers risquent davantage que les cadres de mourir prématurément

Différente selon le sexe, l'espérance de vie (*définitions*) l'est aussi selon la catégorie sociale (*définitions*). En 2009-2013, l'écart entre l'espérance de vie des cadres et celle des ouvriers est de 6,4 ans pour les hommes et 3,2 ans pour les femmes (*figure 1*). À tout âge, la probabilité de mourir dans l'année des ouvriers est supérieure à celle des cadres, pour les hommes comme pour les femmes. Ainsi, les

ouvriers ont un risque plus élevé de mourir prématurément. Par exemple, un homme de 35 ans soumis toute sa vie aux conditions de mortalité de 2009-2013 a 18 % de

### L'espérance de vie est-elle une prévision ?

L'espérance de vie est un bon indicateur pour résumer la mortalité de la population, qui ne dépend pas de la structure par âge de cette population. L'espérance de vie à la naissance représente la durée de vie moyenne - autrement dit l'âge moyen au décès - d'une génération qui serait soumise à chaque âge aux conditions de mortalité observées une année donnée. Cependant, cette génération est fictive, car pour une « vraie » génération, les conditions de mortalité ne sont justement pas celles observées une année donnée : les quotients de mortalité de cette génération sont, à chaque âge, observés au fil des années. Ainsi, par exemple, compte tenu du fait que les quotients de mortalité pour un âge donné étaient plus élevés par le passé, les personnes nées en 1970 ont en réalité connu de moins bonnes conditions de mortalité de leur naissance jusqu'à aujourd'hui que celles enregistrées en 2016 entre 0 et 46 ans. De même, si les tendances se poursuivent, les personnes nées en 2016 devraient connaître au cours de leur vie de meilleures conditions de mortalité et donc vivre en moyenne plus longtemps que l'espérance de vie telle que calculée en 2016. Ainsi, l'espérance de vie n'est pas une prévision de la durée de la vie d'une génération en particulier.

L'espérance de vie à 35 ans des cadres représente le nombre moyen d'années restant à vivre d'une génération qui serait soumise à chaque âge à partir de 35 ans aux quotients de mortalité des cadres d'une année donnée, par exemple 2016. De la même façon, il ne s'agit pas d'une prévision du nombre d'années restant à vivre pour une génération de cadres ayant 35 ans en 2016, mais d'un indicateur des conditions de mortalité actuelle des cadres.

## 1 Espérance de vie à 35 ans par sexe et catégorie sociale

	Cadre	Profession intermédiaire	Agriculteur	Artisan, commerçant, chef d'entreprise	Employé	Ouvrier	Inactif non retraité	Ensemble	Écart cadre ouvrier
en années									
<b>Homme</b>									
1976-1984	41,7	40,5	40,3	39,6	37,2	35,7	27,7	<b>37,8</b>	6,0
1983-1991	43,7	41,6	41,7	41,0	38,6	37,3	27,5	<b>39,2</b>	6,4
1991-1999	45,8	43,0	43,6	43,1	40,1	38,8	28,4	<b>40,8</b>	7,0
2000-2008	47,2	45,1	44,6	44,8	42,3	40,9	30,4	<b>42,8</b>	6,3
2009-2013	49,0	46,7	46,2	46,0	44,9	42,6	33,1	<b>44,5</b>	6,4
Écart 2009-2013 et 1976-1984	7,3	6,2	5,9	6,4	7,7	6,9	5,4	<b>6,7</b>	
<b>Femme</b>									
1976-1984	47,5	46,4	45,7	46,0	45,6	44,4	44,3	<b>45,0</b>	3,1
1983-1991	49,7	48,1	46,8	47,4	47,4	46,3	45,4	<b>46,4</b>	3,4
1991-1999	49,8	49,5	48,8	48,8	48,7	47,2	47,1	<b>48,0</b>	2,6
2000-2008	51,7	51,2	49,6	50,3	49,9	48,7	47,0	<b>49,4</b>	3,0
2009-2013	53,0	51,9	51,1	51,4	51,1	49,8	47,6	<b>50,5</b>	3,2
Écart 2009-2013 et 1976-1984	5,5	5,5	5,4	5,4	5,5	5,4	3,3	<b>5,5</b>	

Lecture : en 2009-2013, l'espérance de vie des hommes cadres de 35 ans est de 49,0 ans, soit 6,4 ans de plus que celle des hommes ouvriers.

Champ : France métropolitaine.

Source : Insee, Échantillon démographique permanent.

risque de mourir avant 65 ans s'il est ouvrier, contre 7 % s'il est cadre (respectivement 8 % et 4 % pour une femme).

Les natures mêmes des professions exercées expliquent en partie ces écarts. En effet, les cadres sont moins soumis aux risques professionnels (accidents, maladies, expositions à des produits toxiques ...) que les ouvriers. Par ailleurs, ils appartiennent à un groupe social dont les modes de vie sont favorables à une bonne santé : les comportements de santé à risque, les moindres recours et accès aux soins, ou encore l'obésité sont moins fréquents chez les cadres que chez les ouvriers. Enfin, l'état de santé peut lui-même influencer sur l'appartenance à une catégorie sociale : une santé défaillante peut empêcher la poursuite d'études, le maintien en emploi, ou rendre plus difficiles les promotions et l'accès aux emplois les plus qualifiés en cours de carrière.

### L'espérance de vie des hommes diplômés du supérieur dépasse de 7,5 ans celle des non-diplômés

En 2009-2013, l'écart entre l'espérance de vie des diplômés du supérieur et des non-diplômés est plus important chez les hommes (7,5 ans) que chez les femmes (4,2 ans ; *figure 2*). Chez les hommes, l'espérance de vie diffère fortement selon le diplôme obtenu et un diplôme supplémentaire est associé à un gain d'espérance de vie (*figure 3*). Ainsi, à 35 ans, un homme diplômé du supérieur peut espérer vivre en moyenne 1,8 an de plus qu'un bachelier ; 3,5 ans de plus qu'un titulaire d'un CAP ou d'un BEP ; 4,6 ans qu'un diplômé du brevet ou du certificat d'études et 7,5 ans qu'un homme sans diplôme. Chez les femmes, les écarts d'espérance de vie sont nets entre les non-diplômées et les diplômées. En revanche, parmi les diplômées, les différences d'espérance de vie sont moins marquées suivant le niveau de leur diplôme.

## 2 Espérance de vie à 35 ans par sexe et diplôme

	Diplôme supérieur au baccalauréat	Baccalauréat	CAP, BEP	Brevet, CEP	Sans diplôme	Ensemble	Écart supérieur au baccalauréat sans diplôme
en années							
<b>Homme</b>							
1991-1999	46,2	43,6	41,7	40,7	37,9	<b>40,8</b>	8,3
2000-2008	47,2	45,4	43,0	42,0	39,3	<b>42,8</b>	7,9
2009-2013	48,2	46,4	44,7	43,6	40,7	<b>44,5</b>	7,5
Écart 2009-2013 et 1991-1999	2,0	2,8	3,0	2,9	2,8	<b>3,7</b>	
<b>Femme</b>							
1991-1999	50,8	50,5	49,3	48,7	46,0	<b>48,0</b>	4,8
2000-2008	51,7	50,7	50,0	49,3	47,1	<b>49,4</b>	4,6
2009-2013	52,2	51,8	51,2	50,5	48,0	<b>50,5</b>	4,2
Écart 2009-2013 et 1991-1999	1,4	1,3	1,9	1,8	2,0	<b>2,5</b>	

Lecture : en 2009-2013, l'espérance de vie des hommes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat est de 48,2 ans, soit 7,5 ans de plus que celles des hommes sans diplôme.

Champ : France métropolitaine.

Source : Insee, Échantillon démographique permanent.

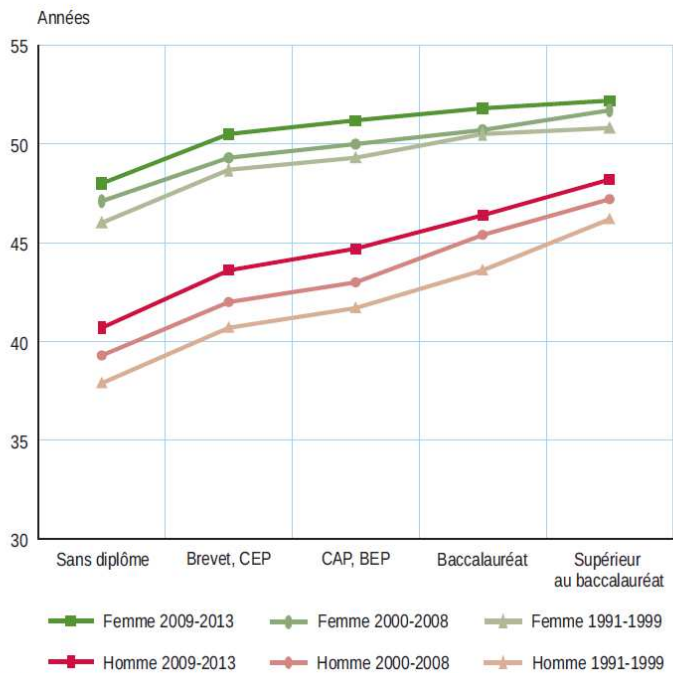
Une femme diplômée du supérieur vit en moyenne presque aussi longtemps qu'une bachelière (0,4 an d'écart) et les écarts restent contenus avec une femme ayant un CAP ou un BEP (1,0 an) ou bien le brevet ou le certificat d'études (1,7 an) ; elle vit en revanche nettement plus longtemps qu'une femme sans diplôme (4,2 ans).

### Les ouvrières vivent un peu plus longtemps que les hommes cadres

Partout dans le monde ou presque, les filles naissent moins nombreuses que les garçons et vivent plus longtemps. En France, l'espérance de vie des femmes est supérieure ou égale à celle des hommes quels que soient leur diplôme ou leur catégorie sociale. Ainsi, les ouvrières, qui sont les femmes actives les moins favorisées en termes d'espérance de vie, vivent en moyenne presque un an de plus que les hommes cadres, qui sont les hommes les plus favorisés en termes d'espérance de vie. Par ailleurs, l'espérance de vie des femmes sans diplôme est

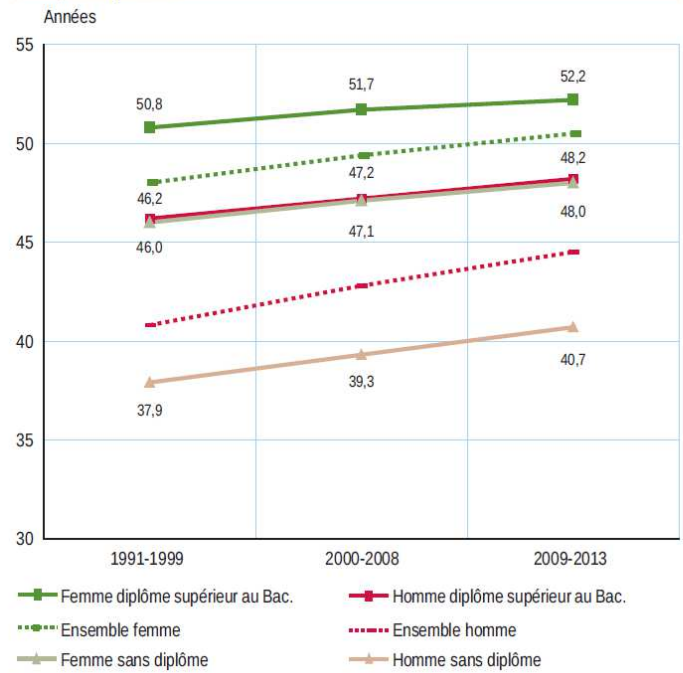
quasiment égale à celle des hommes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat. Pourtant, les ouvrières ou les femmes sans diplôme cumulent plusieurs caractéristiques défavorables à leur santé : leurs revenus sont inférieurs à ceux des hommes cadres et leurs conditions de travail sont en général plus pénibles (exposition à des produits toxiques, effort physique...). En revanche, certains de leurs comportements sont plus favorables à leur santé. D'après l'enquête Handicap-Santé de 2008, les ouvrières consomment par exemple moins d'alcool que les hommes cadres à tout âge. De plus, elles bénéficient d'un meilleur suivi médical, en particulier pendant la vie féconde. Par ailleurs, leur durée de travail (hebdomadaire ou tout au long de la vie) est plus faible, réduisant ainsi leur exposition à des risques professionnels. Enfin, selon certaines études (*bibliographie*), les femmes disposeraient d'avantages biologiques expliquant en partie leur espérance de vie plus longue.

### 3 Espérance de vie à 35 ans par sexe, année et diplôme



Lecture : en 2009-2013, l'espérance de vie des hommes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat est de 48,2 ans, soit 7,5 ans de plus que celles des hommes sans diplôme.  
 Champ : France métropolitaine.  
 Source : Insee, Échantillon démographique permanent.

### 4 Évolution de l'espérance de vie à 35 ans par sexe et par diplôme



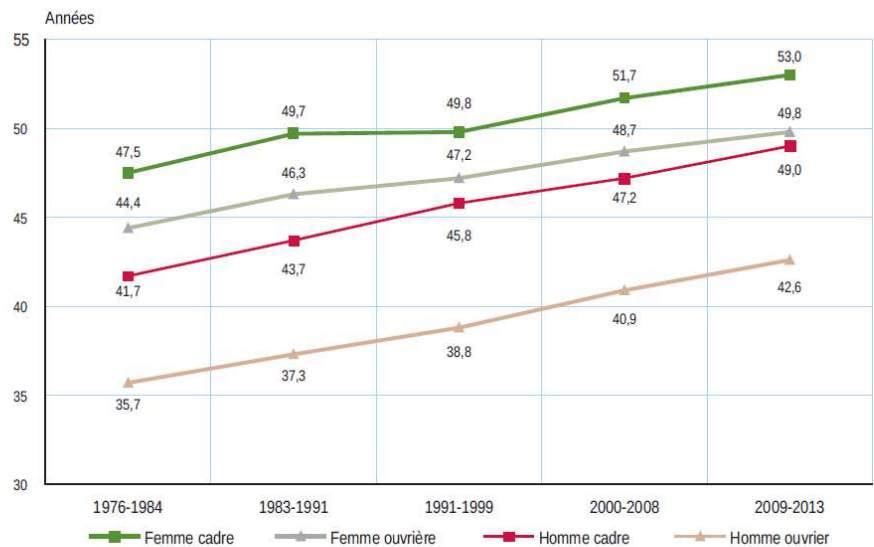
Lecture : en 2009-2013, l'espérance de vie à 35 ans des femmes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat est de 52,2 ans.  
 Champ : France métropolitaine.  
 Source : Insee, Échantillon démographique permanent.

Les écarts d'espérance de vie entre hommes et femmes se réduisent depuis le milieu des années 1990. C'est en particulier le cas entre l'espérance de vie des hommes cadres et celle des ouvrières. De fait, certains comportements des hommes et des femmes se sont rapprochés. Par exemple, d'après l'enquête Handicap-Santé 2008, les ouvrières âgées de moins de 60 ans fument davantage que les hommes cadres, alors que ce n'est pas le cas pour les générations plus anciennes.

### L'espérance de vie moyenne progresse plus rapidement que les espérances de vie par diplôme

L'espérance de vie pour chaque niveau de diplôme progresse moins vite que l'espérance de vie moyenne (figure 4). Les hommes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat n'ont gagné que 2,0 ans depuis le milieu des années 1990 et ceux qui n'ont pas de diplôme 2,8 ans, alors que l'ensemble des hommes ont gagné 3,7 ans. C'est également le cas pour les femmes. La progression plus rapide de l'espérance de vie moyenne par rapport aux espérances de vie par diplôme s'explique notamment par un effet de structure. En effet, détenir un diplôme est devenu plus fréquent. En 1990, seuls 30 % des hommes âgés de 30 à 34 ans étaient au moins bacheliers. En 2013, deux fois plus d'hommes sont concernés au même âge (60 %). Or, quand bien même les espérances de vie par diplôme resteraient stables au fil du temps, le fait même que les personnes diplômées ont une espérance de vie supérieure et qu'elles sont de plus en plus

### 5 Évolution de l'espérance de vie à 35 ans par sexe pour les cadres et les ouvriers



Champ : France métropolitaine.  
 Lecture : en 2009-2013, l'espérance de vie à 35 ans des femmes cadres est de 53,0 ans.  
 Source : Insee, Échantillon démographique permanent.

nombreuses a pour conséquence une hausse de l'espérance de vie de l'ensemble de la population. Par ailleurs, avec la démocratisation des études, les caractéristiques des personnes par diplôme (emplois, revenus, mode de vie...) ont évolué depuis 1990. Par exemple, les hommes âgés de 30 à 34 ans ayant obtenu le baccalauréat ou un diplôme supérieur sont moins souvent cadres (26 % en 2013, contre 37 % en 1990). Ceci peut expliquer que la progression de l'espérance de vie par diplôme soit moindre que celle de l'espérance de vie par catégorie sociale sur la période.

### Depuis la fin des années 1970, les inégalités sociales face à la mort se maintiennent

Depuis 35 ans, l'espérance de vie a progressé et la baisse de la mortalité a profité à peu près de la même façon à toutes les catégories sociales. Ainsi, en 2009-2013, la différence d'espérance de vie entre un ouvrier de 35 ans et un cadre du même âge est de 6,4 ans pour les hommes et 3,2 ans pour les femmes. Depuis la fin des années 1970, cet écart est proche de 6,5 ans pour les hommes et 3,0 ans pour les femmes (figure 5). De même, celui

entre les professions intermédiaires et les ouvriers se maintient à peu près au même niveau depuis cette époque, environ 4,5 ans pour les hommes et 2,0 ans pour les femmes. Seuls les écarts entre les inactifs non retraités (*définitions*) et l'ensemble de la population ont évolué, surtout pour les femmes. L'espérance de vie des inactives non retraitées a progressé moins vite que la moyenne depuis le début des années 1990. En effet, compte tenu de la forte diminution de femmes au foyer, on compte moins d'inactives que par le passé. De ce fait, la part de l'inactivité liée à des problèmes de santé s'est probablement accrue, ce qui pourrait expliquer l'évolution moins favorable de l'espérance de vie de l'ensemble des inactives non retraitées. ■

## Sources

L'échantillon démographique permanent (EDP) regroupe des données de recensement et de l'état civil (dont les décès), pour 1/100<sup>e</sup> de la population recensée jusqu'en 2007 et 4/100<sup>e</sup> à partir de 2008. Il permet de suivre la mortalité d'un échantillon d'individus au fil du temps en fonction de leurs caractéristiques sociodémographiques observées au recensement.

Pour les quatre périodes anciennes (1976-1984, 1983-1991, 1991-1999, 2000-2008), la mortalité des personnes recensées l'année N est analysée sur les neuf années suivantes, cette amplitude étant retenue pour disposer d'effectifs suffisants de décès et de population à chaque âge. Par exemple, pour la période 2000-2008, le quotient de mortalité à 40 ans est le rapport des décès à 40 ans de toutes les personnes recensées en 1999 et ayant eu 40 ans au cours de l'une des neuf années de 2000 à 2008, sur l'effectif correspondant de personnes vivantes. Pour la période récente (2009-2013), la méthode précédente a été aménagée

pour tenir compte du fait que le recensement n'est plus exhaustif. La mortalité des personnes recensées à l'une des neuf enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2012 est analysée sur la période de 2009 à 2013, selon leur catégorie sociale ou leur diplôme au recensement. Par exemple, le quotient de mortalité à 40 ans est le rapport des décès à 40 ans de toutes les personnes recensées entre 2004 et 2012 et ayant eu 40 ans au cours de l'une des cinq années de 2009 à 2013, sur l'effectif correspondant de personnes vivantes.

L'étude est réalisée pour la France métropolitaine, afin de pouvoir analyser l'évolution de l'espérance de vie sur longue période. L'EDP n'intègre en effet les personnes résidant dans les départements d'outre-mer que depuis 2004. Les espérances de vie concernant l'ensemble de la France, y compris donc les départements d'outre-mer, figurent dans le document de travail n° F1602 pour la période 2009-2013. Elles sont très proches des espérances de vie par catégorie sociale et par diplôme en France métropolitaine. Pour l'analyse de la mortalité par diplôme, trois périodes sont retenues (1991-1999, 2000-2008, 2009-2013). Il n'est pas possible de remonter dans le temps aussi loin que pour l'étude de la mortalité par catégorie sociale. En effet, les diplômes n'étaient connus que pour un quart de la population lors des recensements de 1975 et 1982, ce qui ne permet pas d'assurer la robustesse des quotients de mortalité par âge.

## Définitions

L'**espérance de vie à la naissance** représente la durée de vie moyenne - autrement dit l'âge moyen au décès - d'une génération fictive qui serait soumise à chaque âge aux conditions de mortalité d'une année

donnée. Elle caractérise la mortalité indépendamment de la structure par âge. L'espérance de vie à la naissance est un cas particulier de l'**espérance de vie à l'âge x**, qui représente le nombre moyen d'années restant à vivre au-delà de cet âge x dans les conditions de mortalité par âge de l'année considérée.

Dans cette étude, sept **catégories sociales** ont été retenues : agriculteurs ; artisans, commerçants, chefs d'entreprise ; cadres et professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés ; ouvriers ; inactifs non retraités.

Les retraités sont reclassés selon leur ancienne profession et les chômeurs ayant déjà travaillé selon la catégorie sociale du dernier emploi qu'ils ont occupé. Les personnes au foyer non retraitées sont classées dans la catégorie des inactifs non retraités. Les **inactifs non retraités** regroupent donc les personnes au foyer, les autres personnes sans emploi (hors retraités), ainsi que les chômeurs n'ayant jamais travaillé.

## Bibliographie

- Blanpain N., « L'espérance de vie par catégorie sociale - méthode et principaux résultats », *Documents de travail* n° F1602, Insee, 2016.
- Blanpain N., « Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme », *Insee Résultats* n° 177 soc, Insee, 2016.
- Costemalle V., « Catégorie sociale d'après les déclarations annuelles de données sociales et catégorie sociale d'après le recensement : quels effets sur les espérances de vie par catégorie sociale ? », *Documents de travail*, Insee, à paraître.
- Vallin J., « Mortalité, sexe et genre », in « *Démographie. Analyse et synthèse III - Les déterminants de la mortalité* », Ined, Paris, 2002.

Direction Générale :  
18, bd Adolphe-Pinard  
75675 PARIS CEDEX 14  
Directeur de la publication :  
Jean-Luc Tavernier  
Rédacteur en chef :  
E. Nauze-Fichet  
Rédacteurs :  
J.-B. Champion, C. Collin,  
C. Lesdos-Cauhapé, V. Quénechdu  
Maquette : RPV  
Impression : Jouve  
Code Sage IP161584  
ISSN 0997 - 3192  
© Insee 2016

- **Insee Première** figure dès sa parution sur le site internet de l'Insee :  
[www.insee.fr/collections-nationales](http://www.insee.fr/collections-nationales)
- Pour recevoir par courriel les avis de parution (50 numéros par an) :  
<http://www.insee.fr/abonnements>

Pour vous abonner à **Insee Première** et le recevoir par courrier :  
<http://www.webcommerce.insee.fr/liste.php?idFamille=16>



## Partie 5. Intervalle de confiance à 90 % des espérances de vie

Les intervalles de confiance ont été estimés par Bootstrap. Nous avons tiré 1000 échantillons d'individus de la même taille que l'échantillon initial (comprenant les individus EDP recensés entre 2004 et 2012). Le tirage s'effectue dans l'échantillon initial avec remise. Sur chacun des 1000 échantillons, les espérances de vie ont été calculées en suivant la méthodologie décrite dans les parties 2 et 3.

Au final on obtient 1000 estimations d'espérance de vie. L'analyse de la distribution (le 5<sup>ème</sup> centile et le 95<sup>ème</sup> centile) fournit l'intervalle de confiance à 90 %.

Pour la période récente qui utilise les enquêtes annuelles de recensement (EAR), cette méthode conduit à sous estimer légèrement la variance, car seul l'aléa de sondage lié à l'EDP est pris en compte, alors que celui lié à l'EAR ne l'est pas. Toutefois la variance liée à l'EAR est négligeable par rapport à celle liée à l'EDP : elle est en ordre de grandeur à peu près 20 fois plus faible.

### 5.1 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 35 ans par catégorie sociale

figure 5.1 a

Espérance de vie à 35 ans, période 2009-2013	Homme		Femme	
	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -
agriculteur	46,2	0,5	51,0	0,6
artisan commerçant	45,7	0,4	51,3	0,5
cadre	48,9	0,3	53,0	0,7
profession intermédiaire	46,8	0,3	51,8	0,4
employé	44,9	0,5	51,0	0,2
ouvrier	42,6	0,2	49,8	0,3
inactif non retraité	33,5	0,7	47,5	0,4
différence cadre - ouvrier	6,3	0,4	3,2	0,8

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

Lecture : à 35 ans, l'espérance de vie des agriculteurs est estimée à 46,2 ans (médiane des 1 000 échantillons), et il y a 90 % de chance qu'elle soit comprise entre 45,7 et 46,7 ans.

Les intervalles de confiance pour la période 2009-2013, et donc basés sur les enquêtes annuelles de recensement de 2004-2012, sont très proches de ceux calculés pour la période 2000-2008, basés sur le recensement exhaustif de 1999 (cf. document de travail n° 1108).

#### Pour les hommes

L'incertitude sur l'estimation des espérances de vie dépend de l'effectif de la catégorie sociale étudiée dans l'échantillon. Chez les hommes elle est donc la plus forte pour les inactifs non retraités (un écart de 0,7 an entre les bornes de l'intervalle de confiance, figure 5.1 a) et la plus faible pour les ouvriers (0,2 an d'écart).

Lorsque l'incertitude est plus faible que les écarts d'espérance de vie entre catégories sociales, on peut en déduire un classement des catégories sociales en termes d'espérances de vie. Ainsi les cadres ont la situation la plus privilégiée, viennent ensuite les professions intermédiaires, les employés, les ouvriers et les inactifs non retraités. En revanche, les espérances de vie des agriculteurs, des artisans-commerçants et des

professions intermédiaires ne sont pas significativement différentes les unes des autres au seuil considéré de 90 %.

En 2009-2013, l'écart entre les hommes cadre et ouvrier est de 6,3 ans. Cet écart a été à son minimum (6,0 ans) sur la période 1976-1984 et à son maximum (7,0 ans) sur la période 1991-1999. Depuis la fin des années 70, l'écart entre les cadres et les ouvriers se maintient globalement dans une fourchette entre 6,0 et 7,0 ans pour les hommes.

### **Pour les femmes**

Pour les femmes, l'incertitude est la plus forte pour les agricultrices et les cadres et la plus faible pour les employées. Comme les écarts d'espérances de vie par catégorie sociale sont beaucoup plus resserrés chez les femmes que chez les hommes, certains intervalles de confiance se recoupent, ce qui signifie alors que les écarts d'espérances de vie des catégories sociales concernées ne diffèrent pas significativement de 0. Néanmoins, sur les cinq périodes étudiées, les femmes cadres ont toujours eu l'espérance de vie à 35 ans la plus élevée. Viennent ensuite les professions intermédiaires, puis les femmes artisanes-commerçantes, chef d'entreprise. A l'opposé, les ouvrières et les inactives non retraitées occupent toujours les dernières places du classement. En revanche, le positionnement relatif des agricultrices et des employées a fluctué selon les périodes.

En 2009-2013, l'écart entre les femmes cadres et les ouvrières est de 3,2 ans. Cet écart a été à son minimum (2,7 ans) sur la période 1991-1999 et à son maximum (3,4 ans) sur la période 1983-1991. Depuis la fin des années 70, l'écart entre les femmes cadres et les ouvrières se maintient globalement dans une fourchette entre 2,5 et 3,5 ans.

## ***5.2 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 35 ans par diplôme***

Espérance de vie à 35 ans, période 2009-2013	Homme		Femme	
	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -
sans diplôme	40,7	0,3	48,0	0,3
brevet, CEP	43,6	0,3	50,5	0,3
CAP, BEP	44,7	0,2	51,2	0,4
baccalauréat	46,4	0,4	51,8	0,4
supérieur au baccalauréat	48,2	0,4	52,0	0,5
différence « supérieur au baccalauréat » - sans diplôme	7,4	0,6	4,0	0,6

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

Chez les hommes, l'incertitude est plus faible que les écarts d'espérance de vie pour tous les diplômes au seuil de 90 %.

Chez les femmes, l'espérance de vie des sans diplôme est nettement inférieure à celle des diplômées du brevet ou du CEP. Pour les autres niveaux d'études, les intervalles de confiance se chevauchent entre un niveau d'études et le suivant. Néanmoins, depuis le milieu des années 1990, la hiérarchie des espérances de vie par diplôme n'a pas été modifiée chez les femmes.

En 2009-2013, l'écart d'espérance de vie entre les personnes sans diplôme et celles ayant un diplôme supérieur au baccalauréat est compris entre 6,8 et 8,0 ans pour les hommes et entre 3,4 et 4,6 ans pour les femmes. Depuis le milieu des années 1990, l'écart entre l'espérance de vie des personnes sans diplôme et celle des personnes qui ont un diplôme supérieur au baccalauréat tend à se réduire légèrement : 0,8 an de réduction de l'écart chez les hommes entre la période 1991-1999 et la période 2009-2013 et 0,6 an chez les

femmes. Néanmoins, compte tenu de l'intervalle de confiance, il faut attendre les prochaines données pour voir si cette tendance se confirme.

### ***5.3 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 60 ans par catégorie sociale***

Espérance de vie à 60 ans, période 2009-2013	Homme		Femme	
	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -
agriculteur	23,4	0,3	27,2	0,3
artisan commer. chef d'entreprise	22,8	0,3	27,6	0,4
cadre et prof. intellectuelle sup.	25,4	0,3	29,0	0,7
profession intermédiaire	24,0	0,3	28,0	0,4
employé	22,7	0,4	27,5	0,2
ouvrier	21,0	0,1	26,6	0,2
inactif non retraité	17,8	0,6	26,2	0,3
différence cadre - ouvrier	4,3	0,4	2,4	0,7

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

### ***5.4 Intervalle de confiance à 90 % de l'espérance de vie à 60 ans par diplôme***

Espérance de vie à 60 ans, période 2009-2013	Homme		Femme	
	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -	Médiane des 1 000 échantillons	IC 90 + ou -
sans diplôme	20,5	0,2	25,5	0,2
brevet, cep	22,0	0,2	27,3	0,2
CAP, BEP	22,9	0,2	27,9	0,4
baccalauréat	23,9	0,3	28,2	0,4
supérieur au baccalauréat	25,0	0,4	28,2	0,5
différence « supérieur au baccalauréat » - sans diplôme	4,5	0,5	2,6	0,5

Source : Insee, Échantillon Démographique Permanent et état civil

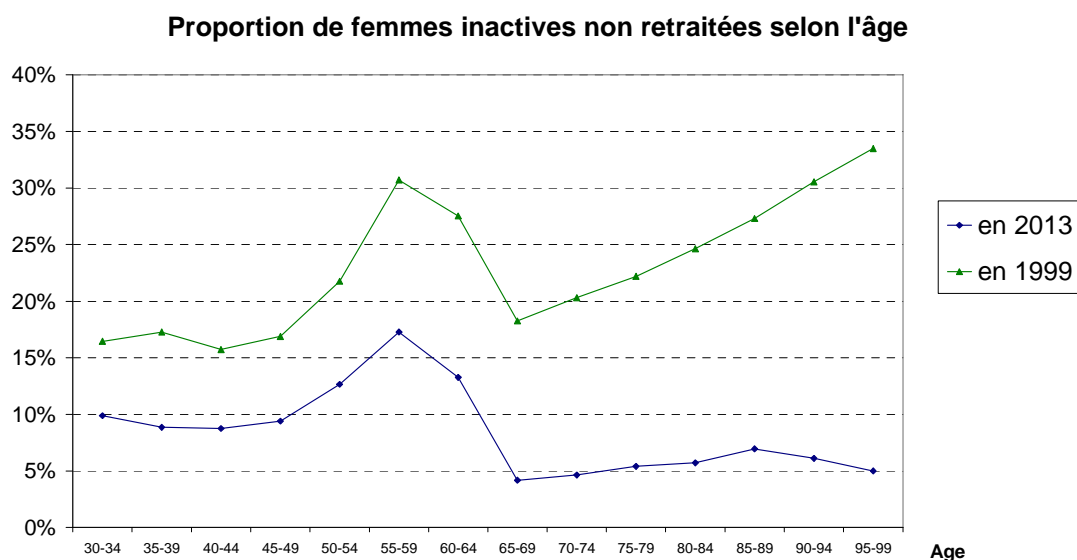


## Partie 6. Traitements complémentaires

### 6.1 Correction de la catégorie sociale et du diplôme au recensement

La définition des catégories sociales retenue ici a des conséquences sur la répartition par âge « des inactifs non retraités ». La proportion « d'inactifs non retraités » diminue nettement aux alentours de 60 ans. Une personne inactive ayant déjà travaillé sera en effet reclassée dans son ancienne CS dès lors qu'elle se déclare retraitée ou au chômage, mais dans la catégorie « inactifs non retraités » sinon. Les « inactifs non retraités » regroupent donc les personnes au foyer et les autres personnes sans emploi (non retraitées) qu'elles aient travaillé ou non avant, ainsi que les chômeurs n'ayant jamais travaillé.

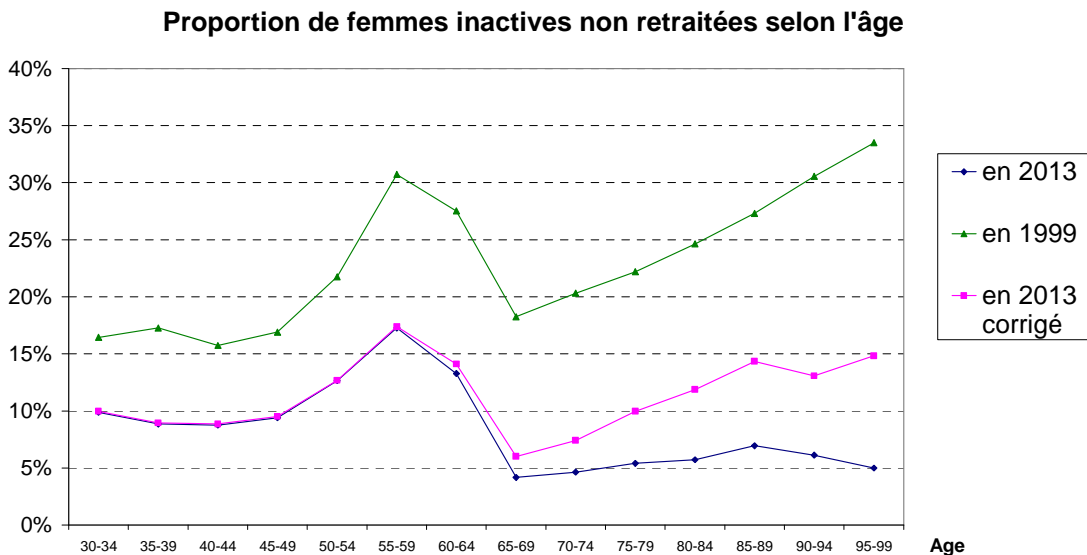
Figure 6.1 a



La proportion d'inactives non retraitées est différente à chaque âge entre le recensement de 1999 et celui de 2013 (figure 6.1 a). Cela provient en partie de la baisse de la proportion de personnes au foyer entre les deux périodes. Cela provient également de traitements différents d'apurement entre le recensement de 1999 et les suivants. Une personne qui déclare n'avoir jamais travaillé et qui déclare par ailleurs être retraitée est classée dans une catégorie sociale « inactive » en 1999. En 2013, elle est classée dans une catégorie sociale « active » et sa catégorie sociale est alors imputée. L'imputation s'effectue par hotdeck parmi les donneurs retraités de même lot de saisie<sup>9</sup>, de même sexe et de même tranches d'âge (60-64 ans, 65 ans ou plus). Afin de rapprocher les définitions d'inactivité entre 1999 et 2013, on a effectué la correction suivante dans l'EDP : les personnes qui déclarent n'avoir jamais travaillé en 2013 ont été classées en « inactives non retraitées ». La proportion des inactives non retraitées est ainsi corrigée à la hausse aux âges élevés (figure 6.1 b, courbe rose). La forme de la courbe est plus proche de celle observée en 1999 et plus conforme à ce qui est attendu (les femmes au foyer étaient plus fréquentes dans les générations les plus anciennes).

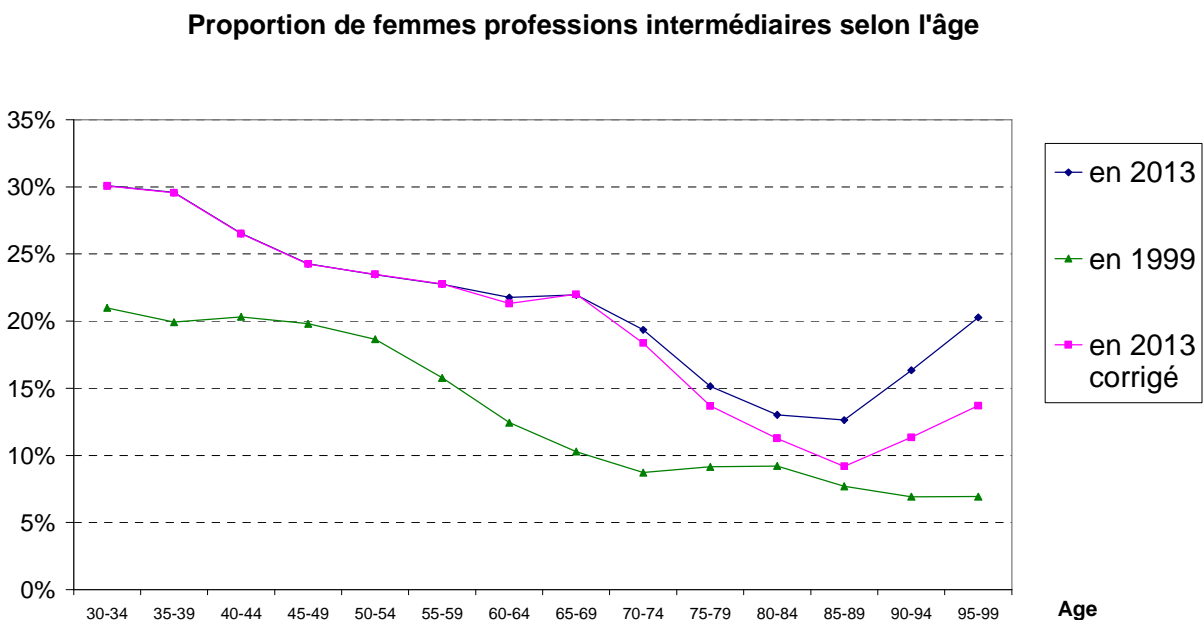
<sup>9</sup> Pour faciliter la gestion de la saisie des données du recensement, les données sont saisies par paquet de questionnaires, appelées lots de saisie.

figure 6.1 b



Un autre correctif a été fait. La proportion de femmes classées en profession intermédiaire est différente à chaque âge entre le recensement de 1999 et 2013 (figure 6.1 c). Cela provient en partie de la hausse de cette catégorie sociale entre les deux périodes. Cela provient également de traitements différents de codage de la catégorie sociale. Dans le cas où l'information est manquante ou insuffisante dans le recensement, la catégorie sociale est imputée. En 2013, l'imputation des personnes retraitées s'effectue par hotdeck parmi les donneurs retraités de même lot de saisie, de même sexe et de même tranches d'âge (60-64 ans, 65 ans ou plus). La tranche d'âge retenue pour l'imputation est trop large et conduit à imputer trop souvent une catégorie sociale élevée aux personnes très âgées. En effet, la répartition par CS a changé au fil des générations, et les femmes très âgées avaient des CS moins élevées que celles proches de 65 ans. On a donc effectué la correction suivante : l'imputation de la catégorie sociale des personnes retraitées a été corrigée en ajoutant davantage de groupes d'âges, et en prenant en compte des variables supplémentaires très liées à la CS. On a imputé la catégorie sociale des personnes retraitées par hotdeck parmi les personnes retraitées de même sexe, de même âge quinquennal (les 95 ans ou plus étant regroupés), de même diplôme (en 4 modalités : sans diplôme; brevet, cap, bep; baccalauréat; supérieur au baccalauréat) et de même statut d'activité (en 2 modalités : salarié, indépendant ou aide familiale). Cette correction permet d'avoir des classements plus homogènes entre 1999 et 2013. Cela permet également de corriger l'espérance de vie des femmes professions intermédiaires, qui était sous évaluée avant correction (L'espérance de vie des femmes professions intermédiaires évoluait peu entre les périodes 2000-2008 et 2009-2013).

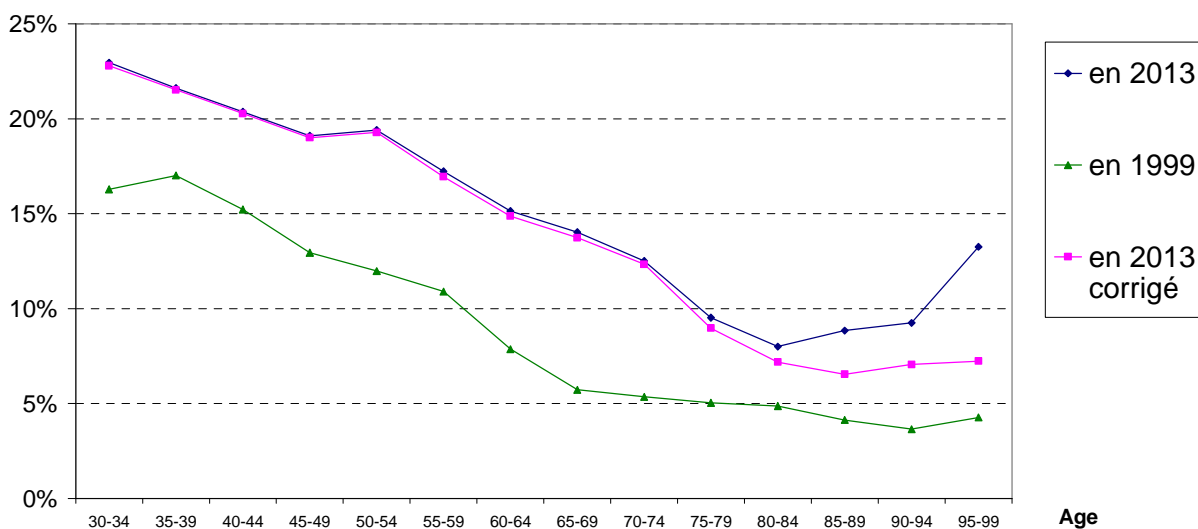
Figure 6.1 c



La proportion de femmes dont le dernier diplôme obtenu est le baccalauréat est différente à chaque âge entre le recensement de 1999 et 2013 (figure 6.1 d). Cela provient en partie de la hausse de personnes diplômées entre les deux périodes. La hausse des diplômes semble toutefois trop élevée. En effet, les personnes d'une même génération semblent se déclarer davantage diplômées en 2013 qu'en 1999<sup>10</sup>. A la hausse du niveau d'études se mêle donc une surdéclaration des niveaux de diplôme élevé. Par ailleurs, les différences par âge entre 1999 et 2013 proviennent aussi de traitements différents de codage du diplôme. Dans le cas où l'information sur le diplôme est manquante, celui-ci est imputé. En 2013, l'imputation s'effectue par hotdeck parmi les donneurs ayant le même lot de saisie, le même indicateur de nationalité (français, étranger) et de même tranches d'âge (25 à 44 ans, 45-64 ans, 65 ans ou plus). Le sexe n'est pas pris en compte et la tranche d'âge supérieure est trop large. On peut donc imputer trop souvent le diplôme d'un homme proche de 65 ans à une femme de 80 ans par exemple. Or les femmes de 80 ans sont moins diplômées que les hommes de 65 ans. On a donc effectué la correction suivante : l'imputation des diplômes a été corrigée. On a imputé le diplôme par hotdeck parmi les donneurs de même sexe et de même âge (exactement le même âge jusqu'à 96 ans et 97 ans ou plus). Cette correction permet d'avoir des classements plus homogènes entre 1999 et 2013. Cela permet également de corriger l'espérance de vie des femmes diplômées qui était sous évaluée avant correction (au-delà de 80 ans, les quotients de mortalité des femmes ayant un diplôme supérieur au baccalauréat étaient plus élevés que ceux de l'ensemble des femmes).

Figure 6.1 d

Proportion de femmes diplômées du baccalauréat selon l'âge



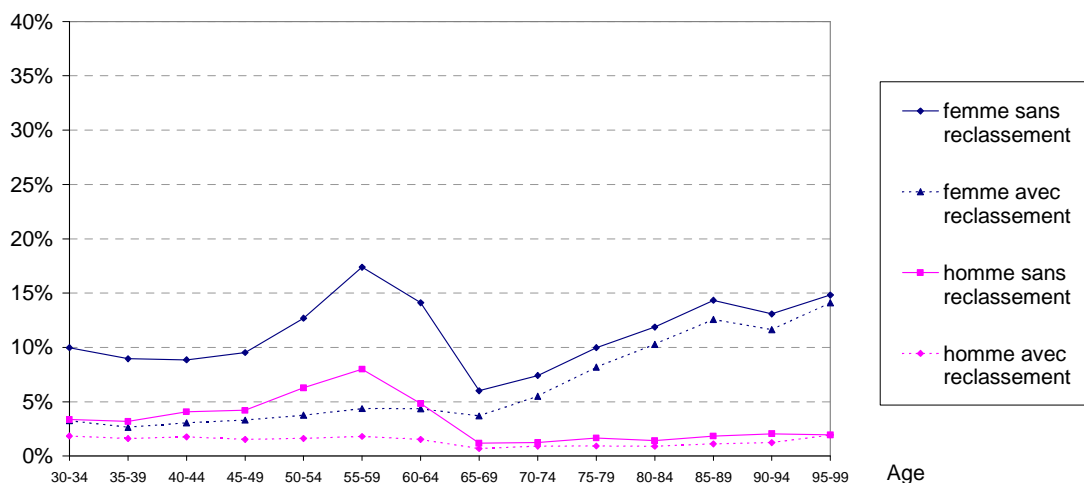
<sup>10</sup> Par exemple, les personnes âgées de 70 à 74 ans en 1999 sont âgées de 84 à 88 ans en 2013. et se retrouvent donc très majoritairement dans la tranche d'âge « 85-89 ans » en 2013. Or, seules 5 % des 60-64 ans en 1999 déclarent avoir le baccalauréat, contre 9 % des 85-99 ans en 2013, alors que ces chiffres portent sur pratiquement les mêmes générations. L'écart est trop important pour ne résulter que des différences de mortalité (on n'observe en 2013 que les personnes de 70-74 ans en 1999 qui ont survécu jusqu'en 2013, et la survie est plus forte pour les plus diplômées)

## 6.2. Traitement de l'inactivité

Dans ce document de travail ainsi que dans l'Insee Première, la mortalité des années 2009-2013 est étudiée selon la catégorie sociale aux enquêtes annuelles de recensement de 2004-2012. Pour déterminer la catégorie sociale, les retraités sont reclassés selon leur ancienne profession, et les chômeurs ayant déjà travaillé selon la catégorie sociale du dernier emploi qu'ils ont occupé. Les personnes au foyer non retraitées sont classées dans la catégorie « inactifs non retraités ». Les « inactifs non retraités » regroupent donc les personnes au foyer, les autres personnes sans emploi (hors retraités) qu'elles aient ou non travaillé avant, ainsi que les chômeurs n'ayant jamais travaillé.

Dans cette partie, nous allons étudier l'espérance de vie en reclassant les inactifs non retraités selon leur catégorie sociale passée. L'absence de la variable « catégorie sociale antérieure » dans les données des recensements oblige à récupérer l'information à un recensement antérieur, ce qui est possible dans l'EDP puisqu'il s'agit d'un panel. On retient donc la catégorie sociale observée à une enquête annuelle de recensement antérieure ou dans le cas où celle-ci est manquante la catégorie sociale en 1999. Cela permet de reclasser 63 % des hommes inactifs non retraités en 2004-2012 et 55 % des femmes.

Proportion de personnes inactives non retraitées par sexe et par âge avec ou sans reclassement dans la cs antérieure



Espérance de vie à 35 ans par sexe et catégorie sociale en 2009-2013 avec ou sans reclassement des inactifs non retraités dans leur catégorie sociale antérieure

	Cadre	Prof. intermédiaire	Agriculteur	Artisan, commerçant	Employé	Ouvrier	Inactif non retraité	Ensemble	Écart cadre-ouvrier
<b>Homme</b>									
sans reclassement (a)	49,0	46,7	46,2	46,0	44,9	42,6	33,1	44,5	6,4
avec reclassement des inactifs non retraités (b)	48,9	46,4	45,8	45,6	44,5	41,9	34,1	44,5	7,0
Écart (b)-(a)	-0,1	-0,3	-0,4	-0,4	-0,4	-0,7	+1,0	0,0	0,6
<b>Femme</b>									
sans reclassement (a)	53,0	51,9	51,1	51,4	51,1	49,8	47,6	50,5	3,2
avec reclassement des inactifs non retraités (b)	53,0	51,7	50,6	51,3	50,8	49,2	46,3	50,5	3,8
Écart (b)-(a)	0,0	-0,2	-0,4	-0,1	-0,3	-0,6	-1,3	0,0	0,6

Lorsque les inactifs non retraités sont reclassés selon leur catégorie sociale au recensement précédent, l'espérance de vie de toutes les autres catégories sociales actives diminue en général de quelques mois (de 0,0 à -0,7 an). La baisse est plus forte pour les ouvriers et les employés qui sont des catégories sociales où le passage à l'inactivité est plus fréquent. En revanche, le classement des catégories sociales selon leur espérance de vie n'est pas modifié. Pour les hommes comme pour les femmes, l'écart entre les cadres et les ouvriers s'accroît de 0,6 an. Les inégalités sociales sont donc un peu plus fortes lorsque les inactifs non retraités sont classés dans leur catégorie sociale antérieure. Cela explique pourquoi les inégalités de mortalité par diplôme (où toutes personnes inactives sont prises en compte) sont plus fortes que les inégalités par catégorie sociale.

# Définitions

**L'âge atteint dans l'année** est l'âge au 31 décembre de l'année. Il s'obtient par différence entre l'année de référence et l'année de naissance.

*Par exemple, pour une personne née le 1er juillet 1960, l'âge atteint en 2010 est 50 ans.*

**L'âge exact** mesure la durée précise depuis la naissance. Il s'exprime, en années, mois, jours.

*Par exemple, pour une personne née le 1er juillet 1960, l'âge exact au 2 août 2010 est 50 ans, 1 mois, 1 jour.*

Sept **catégories sociales** ont été retenues : agriculteurs ; artisans, commerçants, chefs d'entreprise ; cadres et professions intellectuelles supérieures ; professions intermédiaires ; employés, ouvriers ; inactifs non retraités. Les retraités sont reclassés selon leur ancienne profession et les chômeurs ayant déjà travaillé selon la catégorie sociale du dernier emploi qu'ils ont occupé. Les personnes au foyer non retraitées sont classées dans la catégorie « inactifs non retraités ». Les « inactifs non retraités » regroupent donc les personnes au foyer, les autres personnes sans emploi (hors retraités), ainsi que les chômeurs n'ayant jamais travaillé.

Le **quotient de mortalité** à un âge donné mesure la probabilité qu'ont les personnes survivantes à cet âge de décéder avant d'atteindre l'âge suivant. Les quotients de mortalité sont calculés par âge atteint dans l'année.

L'**espérance de vie à la naissance** représente la durée de vie moyenne - autrement dit l'âge moyen au décès - d'une génération fictive qui serait soumise à chaque âge aux conditions de mortalité d'une année donnée. Elle caractérise la mortalité de l'année indépendamment de la structure par âge.

L'espérance de vie à la naissance est un cas particulier de l'**espérance de vie à l'âge x**, qui représente le nombre moyen d'années restant à vivre au-delà de cet âge x dans les conditions de mortalité par âge de l'année considérée.

Le **taux standardisé de mortalité** est le taux de décès d'une population si cette population avait la même structure par âge que la population de référence.

Le **rapport de taux standardisés** (RTS), en anglais « comparative mortality » ou « standardized rate ratio » est obtenu en divisant les taux standardisés de deux populations.

L'**indice standardisé de mortalité** (ISM), en anglais « standardized mortality ratio » (SRM) est le rapport entre le nombre de décès d'une population et le nombre de décès de la population si elle avait été soumise aux conditions de mortalité par âge de la population de référence. Une autre manière de le présenter est la suivante : c'est le rapport entre le nombre de décès d'une population et le nombre de décès de la population de référence si cette population de référence avait les mêmes effectifs par âge que la population.

# Bibliographie

Bouhia R. (2008), « Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et de 5 % des femmes d'une génération de salarié du privé », *France Portrait Social*

Blanpain N. (2016), « Les hommes cadres vivent toujours 6 ans de plus que les hommes ouvriers », *Insee Première*, n° 1584

Blanpain N. (2016), « Les inégalités sociales face à la mort - Tables de mortalité par catégorie sociale et par diplôme », *Insee Résultats*, n° 177 soc.

Beaumel C., Bellamy V. (2015), « Statistiques d'état civil sur les décès en 2014 », *Insee Résultats société* n° 172

Bouhia R. (2008), « Mourir avant 60 ans, le destin de 12 % des hommes et de 5 % des femmes d'une génération de salariés du privé », France, portrait social, Édition 2008, *Insee-Références*

Cambois E. (2004), « Careers and Mortality in France : Evidence on how far Occupational Mobility predicts Differential Risks », *Social science and medecine*, n° 58

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

Caselli G., Vallin J., Wunch G. (sous la direction de) (2002), « Démographie : analyse et synthèse - Tome III : les déterminants de la mortalité », éditions de l'Ined

Cambois E. (2008), "Careers and Mortality in France : Evidence on How Far Occupational Mobility Predicts Differential Risks", *Social science and medicine*, n° 58

Cambois E., Barnay T., Robine J.-M. (2010), « Espérance de vie, espérance de vie en santé et âges de départ à la retraite : des inégalités selon la profession en France, *Retraite et société*, n° 59

Corsini V. (2010), « Highly educated men and women likely to live longer, life expectancy by educational attainment, Eurostat, statistics in focus

Costemalle V. (2016), « Utiliser les déclarations annuelles de données sociales pour calculer les espérances de vie par catégorie sociale », *Documents de travail*, n° F1603

Euzena D., (2009), « L'exposition des salariés aux accidents du travail », *Premières Synthèses Informations*, N° 50.2

Got C. (2003), « La mort évitable tabac, alcool et accidents de la route en France », Ined, *population et sociétés*, n° 393

Julious S.A., Nicholl J., George S. (2006), "Why do we continue to use standardised mortality ratios for small area comparisons" (vol 23, pg 40, 2001). *J PUBLIC HEALTH*, 28(4), 399

Leridon H. et Toulemon L. (1997), « Démographie, approche statistique et dynamique des populations », *Economica*

Meslé F. (2004), « Espérance de vie : un avantage féminin menacé ? », Ined, *Population et sociétés*, n° 402

Meslé F. et Vallin J. (2002), « Montée de l'espérance de vie et concentration des âges au décès », Ined, *Dossiers et recherches*, n° 108

Monteil C., Robert-Bobée (2005), « les différences sociales de mortalité : en augmentation chez les hommes, stables chez les femmes », *Insee Première*, n° 1025

Monteil C., Robert-Bobée (2005), « Quelles évolutions des différentiels sociaux de mortalité pour les femmes et les hommes, Insee, *Documents de travail*, n° F0506

Muecke C. et autres (2005), « Doit-on utiliser la standardisation directe ou indirecte dans l'analyse géographique de la mortalité à l'échelle des petites régions ? », Institut national de sante publique du Quebec, Montreal

Valkonen T. (2002), « Les inégalités sociales devant la mort » in : Sous la direction de G. Caselli, J. Vallin et G. Wunsch, Démographie : Analyse et synthèse - Tome III : Les déterminants de la mortalité, Editions de l'INED, p. 319-350.

Vallin J. (2002), « Mortalité, sexe et genre », in Caselli G., Wunsch G. et Vallin J. « Démographie : analyse et synthèse III. Les déterminants de la mortalité », éditions de l'Ined