

## Espérance de vie, durée passée à la retraite

N° 40

Juin 2013



À 55 ans, parmi les retraités nés en 1942 et résidant en France, les femmes peuvent espérer vivre 6,4 ans de plus que les hommes. Les hommes anciens cadres ont une espérance de vie majorée de 3,3 ans comparée à celle des anciens ouvriers, et les femmes anciennes cadres de 2,3 ans par rapport aux anciennes ouvrières.

Ces inégalités d'espérance de vie génèrent des différences de durée passée en retraite : 5,3 années de retraite séparent hommes et femmes et parmi les hommes, les cadres peuvent espérer percevoir leur retraite 2,8 années de plus que les ouvriers. Pour les femmes, à l'inverse, les différences de durée de retraite sont plus marquées entre cadres et ouvrières que les écarts de durée de vie. Leur amplitude est comparable à celle observée dans la population masculine.

Les durées de retraite varient selon le secteur d'activité, elles sont plus élevées pour les retraités du secteur public.

Des différences existent aussi selon le type de carrière. Les personnes entrées précocement dans la vie active ont une longévité inférieure au sein d'une même catégorie sociale. Par ailleurs, les durées de carrière proches des durées requises pour le taux plein correspondent aux espérances de vie les plus élevées.

**Virginie Andrieux et Cécile Chantel**

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees)

Ministère de l'Économie et des Finances

Ministère des Affaires sociales et de la Santé

Ministère du Travail, de l'Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social



## Sommaire

<b>Espérance de vie, durée passée à la retraite .....</b>	<b>5</b>
Virginie ANDRIEUX et Cécile CHANTEL	
Espérances de vie des retraités : des différences sociales prononcées .....	8
Les durées de retraite apparaissent généralement un peu moins contrastées chez les hommes .....	9
La longévité dépend aussi du statut en début de carrière .....	12
Les carrières courtes sont associées à des espérances de vie réduites .....	19
Les carrières très longues aussi... ..	21
Les durées passées à la retraite sont un peu moins différenciées selon la durée d'assurance .....	23
Les inégalités sociales de durées en retraite sont importantes, à durée de carrière comparable .....	25
Annexe 1 : Le modèle de survie .....	26
Annexe 2 : Indicateurs d'espérance de vie .....	31
Annexe 3 : Espérances de vie par catégorie socioprofessionnelle publiées par l'Insee .....	33
Glossaire .....	34
Bibliographie .....	35



---

# Espérance de vie, durée passée à la retraite

---

Virginie ANDRIEUX et Cécile CHANTEL

La France se singularise parmi les pays européens<sup>1</sup> par des inégalités sociales de mortalité prononcées, surtout parmi les hommes. Ainsi, selon un rapport du Haut Conseil de la santé publique paru en 2009, la surmortalité des travailleurs manuels par rapport aux autres actifs occupés entre 45 et 59 ans s'élève à 1,7 en France alors qu'elle ne dépasse pas 1,5 dans les autres pays étudiés (Finlande, Norvège, Irlande, Italie, Espagne, Portugal, Angleterre/Pays de Galles). Selon l'Insee (Blanpain, 2011), les cadres masculins peuvent espérer à 35 ans vivre 7 ans de plus que les ouvriers, avec les conditions de mortalité de la période 2000-2008. En outre, les cadres sont nettement moins souvent touchés par les limitations fonctionnelles que les ouvriers (Cambois, Laborde, Robine, 2008), ils peuvent ainsi espérer vivre sans incapacité 10 années de plus que les ouvriers.

Les écarts sociaux de mortalité ont tendance à s'atténuer avec l'avancée en âge (Blanpain, Chardon, 2011). Néanmoins à 60 ans, selon l'Insee, 4,4 années d'espérance de vie séparent toujours les cadres des ouvriers. Pour les femmes, les inégalités sociales face à la mort sont moins prononcées : les femmes cadres ont une longévité supérieure de 2,3 ans à celle des femmes ouvrières, à conditions de mortalité 2000-2008 inchangées.

Les inégalités de durée de vie, à l'intérieur d'une même génération, ne sont pas corrigées explicitement par le système de retraite, comme le rappelle le Conseil d'orientation des retraites<sup>2</sup>. Néanmoins les régimes en tiennent implicitement compte, à travers notamment les départs pour raison de santé ou d'incapacité (inaptitude/invalidité). Le rôle important joué par la durée d'assurance dans la liquidation des droits à retraite permet aussi, indirectement, de réduire les inégalités de durée en retraite, dès lors que les personnes qui ont la plus faible espérance de vie commencent leur carrière plus tôt ou connaissent moins d'interruption de carrière.

Les données de l'échantillon interrégimes de retraités (EIR), qui se présentent sous forme de panel, permettent d'éclairer la question des différences d'espérance de vie et de durée de retraite selon les caractéristiques des retraités (encadré 1). Selon leur profil, les retraités n'ont pas la même longévité, leur survie aux différentes vagues de l'échantillon l'atteste. La dimension longitudinale de l'EIR permet d'estimer un modèle de survie, utilisé pour imputer aux retraités de 2008 une espérance de vie et une probabilité de survie à différents âges (cf. description en annexe 1). Il est ainsi possible de comparer des sous-populations assez larges et d'estimer des espérances de vie par génération qui tiennent compte des gains d'espérance de vie au fil du temps. Cependant ces résultats sont descriptifs et ne peuvent être interprétés de manière causale. En outre le modèle ne permet pas de retracer tous les facteurs individuels de mortalité (facteurs biologiques, comportements individuels, conditions de vie, conditions de travail...), car ces éléments ne sont pas observés dans l'EIR. Mais la vague 2008 de l'EIR permet de mieux repérer la catégorie sociale que les vagues précédentes (encadré 2) car les données issues des panels de salariés retracent toute la fin de carrière depuis l'âge de 50 ans, alors que l'observation des carrières salariales commençait auparavant à 55 ans dans l'EIR, ce qui excluait un nombre important de salariés déjà sortis du marché du travail à cet âge.

Les résultats de ce *Dossier solidarité et santé* portent sur la génération 1942, qui n'a quasiment pas été affectée par la réforme de 2003, aussi les résultats ne sont pas généralisables aux générations plus récentes.

<sup>1</sup> Hors nouveaux pays membres de l'Union européenne d'Europe centrale.

<sup>2</sup> Secrétariat du COR, 2012, « Les différences d'espérance de vie », note pour la séance plénière du 25 septembre 2012.

## ENCADRÉ 1

**Données et champ d'observation****Construction des données à partir de l'Échantillon interrégimes de retraités**

Tous les 4 ans, la DREES interroge la quasi-totalité des caisses de retraite obligatoire sur les caractéristiques individuelles d'un échantillon anonyme de retraités : nature et montant des prestations versées, conditions de liquidation des droits à la retraite, etc. Le rapprochement, individu par individu, des données en provenance des différents régimes (plus de 70 au total), permet de reconstituer le montant de la pension globale et la durée d'assurance tous régimes de chacun des retraités. L'Échantillon interrégimes de retraités (EIR) portant sur la situation au 31 décembre 2008 est la sixième vague : la première a eu lieu en 1988, puis l'opération a été reconduite en 1993, 1997, 2001 et 2004. L'EIR 2008 comprend les retraités âgés de 34 ans ou plus, quels que soient leur lieu de naissance et de résidence, et rassemble ainsi plus de 250 000 personnes.

L'échantillon est créé par l'Insee en sélectionnant des personnes dans le Répertoire national d'identification des personnes physiques (RNIPP), en fonction de leur jour, mois et année de naissance. Les personnes nées à l'étranger et dans les COM sont interrogées depuis la vague 2004.

L'EIR est construit comme un panel, c'est-à-dire que les personnes sélectionnées lors d'une vague le sont à nouveau lors de la vague suivante. Il y a toutefois des exceptions car certaines générations sont sur-échantillonnées aux âges clés du système de retraite, c'est-à-dire qu'on sélectionne davantage de personnes de cette génération que pour les autres vagues. Par exemple, la génération 1938, qui avait 66 ans en 2004, a été sur-échantillonnée pour la vague 2004. Ce sur-échantillon n'a pas été resélectionné pour la vague 2008. En outre, les générations les plus âgées sont retirées de la sélection au fil des vagues (la génération 1906 n'a pas été interrogée pour l'EIR 2008).

En dehors des personnes temporairement sur-échantillonnées, les retraités présents dans un EIR font encore partie de l'échantillon suivant s'ils sont encore vivants 4 ans plus tard.

Pour l'estimation du modèle de survie, on utilise les données sur les retraités présents dans les EIR des vagues 1993, 1997, 2001 et 2004 et qui peuvent être re-sélectionnés dans la vague suivante. Par exemple, on mesure la survie des retraités présents dans l'échantillon de 2004 en distinguant ceux présents dans la vague 2008 et ceux décédés entre-temps. Les retraités présents désignent les individus percevant une pension de droit direct dans un régime de base. Les personnes ne percevant qu'un droit dérivé (pension de réversion) ou seulement les allocations du minimum vieillesse du SASPA (Service de l'allocation de solidarité aux personnes âgées) sont exclues.

Le schéma 1 montre la construction du champ des retraités présents dans l'EIR 2004 et réinterrogés dans l'EIR 2008. Parmi les 112 938 retraités présents dans les deux échantillons, 12 580 sont décédés entre les deux vagues.

La plupart des décès dans l'EIR sont renseignés dans l'État civil. En théorie, les mairies transmettent les actes de décès dans un délai d'une semaine aux gestionnaires du RNIPP. Mais ce délai théorique n'est pas toujours respecté, en particulier pour les mairies des petites communes (qui peuvent envoyer l'information sous format papier) ou pour les décédés qui résidaient à l'étranger.

Pour obtenir une information la plus complète sur les décès entre deux vagues de l'EIR (vague V et vague V+1), plusieurs informations sont utilisées :

- Les données de l'État civil de l'Insee entre deux vagues successives permettent de repérer l'essentiel des décès de l'EIR ;
- Certains décès sont connus par les caisses de retraite mais ne sont pas encore enregistrés dans l'État civil ;
- Ou encore des décès identifiés seulement à la vague V+2 de l'EIR.

Les caisses de retraite peuvent avoir des informations plus récentes que l'Insee car le paiement de la pension est suspendu après le décès. Néanmoins, si 27 % des décès étaient identifiés par les caisses de retraite mais pas dans le RNIPP dans l'EIR 1997, cette proportion n'est plus que de 5 % pour l'EIR 2008. L'enregistrement des décès dans le RNIPP tend à s'améliorer avec la dématérialisation croissante des échanges de données entre les mairies et l'Insee.

Dans l'EIR, le taux d'attrition (perte d'individus de l'échantillon au cours du temps) qui n'est pas liée au décès est très faible (moins de 0,5 % entre les vagues 2004 et 2008). Les retraités qui ne sont pas retrouvés dans la vague suivante (ni comme retraités, ni comme décédés) sont exclus de l'analyse. Il peut s'agir de suspension de droits par les caisses de retraite ou de correction d'erreurs.

La table finale est obtenue en empilant les données des différentes vagues successives. Cette table permet d'estimer un modèle de survie (détaillé en annexe 1). L'imputation d'espérances de vie à différents âges et de probabilités de survie est réalisée, à partir des résultats du modèle, pour chacun des retraités de plus de 55 ans présents dans l'échantillon de 2008 (et vivants à cette date).

## SCHÉMA 1

Sélection des personnes du champ d'observation : retraités présents dans l'EIR 2004 et présents dans l'EIR 2008 ou décédés entre les deux vagues

Retraités présents dans l'EIR 2004 :  134 752 individus	Retraités présents dans l'EIR 2004 et échantillonnés en 2008 :	Entrants dans l'EIR 2008 (sur-échantillon et extension du champ à d'autres générations) :  105 348	Retraités présents dans l'EIR 2008 :  233 165 individus	Champ d'observation :  présents dans l'EIR 2004 et présents dans l'EIR 2008 ou décédés entre les 2 vagues :  112 938
	113 335	Échantillonnés en 2004 mais non retraités en 2004, retraités en 2008 :  27 461		
	Sur-échantillon de 2004 non échantillonné en 2008 :  21 417	Retraités présents dans l'EIR 2004 et dans l'EIR 2008 :  100 358	Retraités présents dans l'EIR 2004 mais décédés entre 2005 et 2008 :  12 580	
		407	Retraités présents dans l'EIR 2004, échantillonnés en 2008 mais non retrouvés comme retraités dans l'EIR 2008 (ni décédés) :	

CHAMP : retraités de droit direct d'un régime de base.  
SOURCE : EIR 2004 et 2008, DREES.

**Population étudiée**

Les résultats présentés dans cette étude portent sur 35 000 retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008 présents dans l'EIR 2008, nés en 1942 et résidant en France (métropole et départements d'outre-mer). Ces retraités, âgés de 66 ans au 31 décembre 2008, ont une forte probabilité d'avoir liquidé l'ensemble de leurs droits à retraite à cette date.

L'indicateur privilégié pour la mortalité est l'espérance de vie à 55 ans. C'est en effet à partir de cet âge que les agents actifs de la fonction publique peuvent partir en retraite (dans certains régimes, par exemple pour la fonction publique militaire et dans certains régimes spéciaux, les départs peuvent intervenir auparavant mais ces situations sont rares). Entre 55 ans et 66 ans, la mortalité peut avoir affecté la structure de la population retraitée (les hommes sont davantage décédés et les ex-ouvriers sont un peu moins représentés à 66 ans qu'à 55 ans). Aussi, les effectifs sont pondérés par l'inverse de la probabilité de survie de 55 ans à 66 ans, de manière à représenter les personnes à l'âge de 55 ans, avant déformation de la structure. Cette pondération est calculée à partir des résultats du modèle de survie présenté en annexe 1.

## ENCADRÉ 2

**Les catégories socioprofessionnelles des retraités de l'étude**

Les panels de salariés de l'Insee (panels DADS et État), qui portent sur les salariés du privé, les agents de l'État (civils), des collectivités locales et de la fonction publique hospitalière, renseignent les catégories socioprofessionnelles des trois quarts des individus du champ de l'étude. L'EIR 2008 est en effet apparié avec les panels de salariés de l'Insee à partir des 50 ans des individus, ce qui permet de récupérer les catégories sociales des retraités ayant eu une activité salariée entre l'âge de 50 ans et 2008. La catégorie retenue pour l'étude est alors la dernière renseignée dans un des panels.

Un quart des individus du champ ne sont pas présents dans les panels d'anciens salariés à partir de leurs 50 ans car ils n'ont pas exercé d'activité salariée depuis cet âge. C'est le cas, par exemple, des personnes exerçant des professions libérales ou d'indépendants, mais aussi des personnes ayant arrêté toute activité professionnelle avant l'âge de 50 ans.

Une catégorie socioprofessionnelle a pu être imputée grâce aux données de l'EIR 2008 à une partie de ces individus, selon l'ordre de priorité suivant :

- la catégorie sociale « Cadres et professions intellectuelles supérieures » est imputée aux anciens salariés du privé percevant une retraite de droit direct du régime AGIRC.
- la catégorie « Cadres et professions intellectuelles supérieures » est imputée aux retraités de la fonction publique d'État de catégorie « A » (ou officiers généraux et officiers supérieurs de la fonction publique militaire).
- les retraités unipensionnés de la MSA-non salariés ou les polypensionnés ayant pour régime principal la MSA-non salariés sont associés à la catégorie « Agriculteurs »
- les retraités unipensionnés du RSI (artisans ou commerçants) ou les polypensionnés ayant pour régime principal un régime du RSI sont associés à la catégorie « Artisans, commerçants, chefs d'entreprise »
- les retraités unipensionnés ou polypensionnés de régimes de professions libérales sont associés à la catégorie « Cadres et Professions intellectuelles supérieures »
- les retraités unipensionnés de la MSA-salariés ou les polypensionnés ayant pour régime principal la MSA-salariés sont associés à la catégorie « Ouvriers » (ils sont considérés comme des ouvriers agricoles).

Compte tenu de l'ordre de priorité retenu, le fait d'être affilié à l'AGIRC prime sur les autres informations.

Malgré ces imputations, il reste encore 18 % de retraités nés en 1942 et résidant en France dont on ne connaît pas la catégorie socioprofessionnelle, ce qui ne représente que 10 % des hommes du champ d'observation, mais 28 % des femmes. Il s'agit de retraités non cadres ayant eu principalement une activité salariée mais qui l'ont arrêtée avant l'âge de 50 ans (près de 90 % sont des retraités du régime général). Ces retraités ont des profils particuliers, la plupart sont des femmes ayant eu une carrière professionnelle courte. Et la plupart des ces retraités ont validé un nombre de trimestres d'assurance tous régimes en moyenne bien inférieur aux retraités dont on connaît la catégorie socioprofessionnelle (respectivement 137 contre 163 trimestres pour les hommes, et 97 contre 153 trimestres pour les femmes). Par ailleurs, ils sont en proportion plus nombreux à avoir liquidé un droit à retraite au titre de l'invalidité<sup>1</sup> (34 % contre 14 % pour ceux qui ont une catégorie sociale connue). Mais ces retraités représentent des situations très diverses : parmi les « non-cadres » se trouvent des personnes ayant une catégorie d'ouvrier, d'employé ou de profession intermédiaire, sans qu'il soit possible de les distinguer. En outre, si la durée d'assurance tous régimes est en moyenne assez faible, certains ont quand même validé des carrières relativement longues (un quart d'entre eux a validé plus de 171 trimestres pour les hommes<sup>2</sup>, et 136 trimestres pour les femmes).

Les résultats de l'étude présentés par groupes socioprofessionnels sont donc à prendre avec précaution puisqu'il faut garder à l'esprit qu'un certain nombre de retraités (*a priori* des anciens salariés non cadres : ouvriers, employés, professions intermédiaires) ne sont pas associés à leur catégorie, par manque d'information.

<sup>1</sup> Pensions d'ex-invalide ou d'invalidité dans les régimes du privé. Pensions d'invalidité dans les régimes de la fonction publique, pour les individus en âge d'être en retraite (soit 60 ans, 55 ans ou 50 ans selon la catégorie du fonctionnaire). Les pensions d'invalidité servies avant ces âges ne sont pas dans le champ de l'EIR 2008.

<sup>2</sup> La majorité sont des unipensionnés de la CNAV, ils ont pu valider un nombre important de trimestres au titre de l'invalidité.

## Espérances de vie des retraités : des différences sociales prononcées

Le gradient d'espérance de vie à 55 ans par catégorie socioprofessionnelle estimé avec l'échantillon interrégimes de retraités est assez proche de celui publié par l'Insee à l'âge de 60 ans (annexe 3). Parmi les hommes nés en 1942, ce sont les anciens cadres qui vivent le plus longtemps, avec une espérance de vie à 55 ans de 28,6 années (tableau 1). Les personnes qui ont exercé des professions intermédiaires ont une longévité inférieure de près de 2 ans et les anciens ouvriers, qui représentent près du tiers des effectifs, ont une espérance de vie à 55 ans de 3,3 années<sup>3</sup> plus faible que celle des anciens cadres. Ces différences tiennent à des expositions aux risques d'accidents et de maladie professionnels différenciées d'une catégorie à l'autre<sup>4</sup> mais aussi à des disparités en matière de comportements vis-à-vis de la santé et

<sup>3</sup> L'écart est de 4,4 années pour l'Insee à 60 ans. L'écart entre cadres et professions intermédiaires s'élève à 1,7 an selon l'Insee (voir annexe 3).

<sup>4</sup> Un tiers de la mortalité par cancer s'expliquerait par des risques professionnels (Kogevinas, Pearce, Susser, Boffetta, 1997).



de conditions de vie. Réciproquement, un mauvais état de santé peut nuire à la carrière professionnelle et empêcher l'accès aux statuts les plus favorisés.

Parmi les femmes, les différences sociales sont nettement moins marquées. En outre, elles sont de moindre ampleur que les différences de genre. Aussi, une femme ancienne ouvrière peut espérer vivre plus longtemps qu'un homme qui a été cadre.

L'inactivité et le chômage s'accompagnent d'une plus faible espérance de vie en particulier chez les hommes. Les 10 % d'hommes de la génération 1942 dont on ne connaît pas la catégorie sociale ont travaillé car ils ont acquis des droits propres auprès de régimes de retraite<sup>5</sup>, mais ils n'ont pas exercé d'activité salariée à partir de 50 ans et n'ont pas été affiliés à un régime d'indépendant ou de profession libérale<sup>6</sup>. La surmortalité des inactifs ou des chômeurs est mise en évidence dans plusieurs études<sup>7</sup>. Il est en revanche difficile de déterminer si ce résultat ne découle que d'une éviction sur le marché du travail des personnes à la santé dégradée ou si le fait de ne pas occuper d'emploi entraîne en propre des risques accrus de décès.

TABLEAU 1

### Espérance de vie à 55 ans selon le genre et la catégorie socioprofessionnelle

	Hommes		Femmes	
	Part des effectifs (en %)	Espérance de vie à 55 ans	Part des effectifs (en %)	Espérance de vie à 55 ans
Agriculteurs	3	26,3	4	33,2
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	6	27,8	2	33,9
Cadres et professions intellectuelles supérieures	20	28,6	8	34,4
Professions intermédiaires	20	26,8	16	33,6
Employés	10	25,7	30	32,7
Ouvriers	32	25,3	11	32,1
Pas de catégorie socioprofessionnelle connue	10	24,3	28	32,2
<b>Ensemble</b>	<b>100</b>	<b>26,4</b>	<b>100</b>	<b>32,8</b>

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.  
SOURCE • EIR 2008, DREES.

## Les durées de retraite apparaissent généralement un peu moins contrastées chez les hommes

L'espérance de durée passée en retraite<sup>8</sup>, qui dépend de l'espérance de vie mais aussi de l'âge à la liquidation d'un premier droit à pension, fait apparaître des différences de moindre amplitude entre les hommes et les femmes que l'espérance de vie à 55 ans. En effet, les femmes qui bénéficient d'une plus grande longévité, liquident leur droit à pension en moyenne un an plus tard que les hommes.

Cet indicateur, calculé à partir de l'espérance de vie à 55 ans n'est pas tout à fait équivalent à l'espérance de vie à la date de liquidation d'un premier droit direct, car la date de liquidation est souvent postérieure à l'anniversaire des 55 ans. Néanmoins, les différences d'espérance de vie par catégorie sociale sont très proches pour ces deux indicateurs (cf.

<sup>5</sup> Ils sont extrêmement rares à n'avoir acquis de droit qu'au titre de l'AVPF (assurance vieillesse des parents au foyer), contrairement aux femmes.

<sup>6</sup> Ils ont cessé de cotiser dans un régime de retraite à 46 ans en moyenne, selon les informations de l'EIR.

<sup>7</sup> Voir par exemple E. Linge, 1997, « *Chômage et cancer : une revue de littérature* », dans Kogevinas, Pearce, Susser, Boffeta.

<sup>8</sup> Espérance de durée de retraite = 55 + espérance de vie à 55 ans - âge à la première liquidation d'un droit à retraite.

annexe 2). L'espérance de vie à 55 ans n'est pas observée mais estimée grâce à un modèle de survie<sup>9</sup> (cf. annexe 1). Elle peut éventuellement être inférieure au laps de temps qui s'écoule entre l'âge de 55 ans et la liquidation d'un premier droit à retraite, mais elle est, dans la plupart des cas, bien supérieure.

Pour les retraités nés en 1942, les hommes ont une espérance de vie à 55 ans inférieure de 6,4 ans à celle des femmes (tableau 2). Les femmes partent en retraite plus tard (à 61,3 ans en moyenne contre 60,2 ans pour les hommes). Ayant effectué des carrières plus courtes (138 trimestres d'assurance retraite tous régimes en moyenne contre 161 trimestres pour les hommes), elles sont donc davantage contraintes d'attendre 65 ans pour bénéficier d'une retraite à taux plein. 27 % d'entre elles ont effectivement liquidé un premier droit à retraite à 65 ans ou après, contre 10 % seulement des hommes. L'écart des espérances de durée de retraite en faveur des femmes est donc plus faible que l'écart des espérances de vie à 55 ans, mais il reste conséquent : 5,3 ans.

TABLEAU 2

## Espérance de durée de retraite selon le genre et la catégorie socioprofessionnelle

	Hommes				Femmes			
	Part des effectifs (%)	Espérance de vie à 55 ans	Âge à la première liquidation (1)	Espérance de durée de retraite (2)	Part des effectifs (%)	Espérance de vie à 55 ans	Âge à la première liquidation (1)	Espérance de durée de retraite (2)
Agriculteurs	3	26,3	60,6	20,8	4	33,2	60,8	27,4
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	6	27,8	61,2	21,6	2	33,9	62,2	26,7
Cadres et professions intellectuelles supérieures	20	28,6	60,9	22,7	8	34,4	60,9	28,5
Professions intermédiaires	20	26,8	59,6	22,2	16	33,6	60,0	28,6
Employés	10	25,7	59,0	21,7	30	32,7	61,0	26,7
Ouvriers	32	25,3	60,4	19,9	11	32,1	61,5	25,6
Pas de catégorie sociale renseignée	10	24,3	59,4	19,9	28	32,2	62,4	24,8
<b>Ensemble</b>	<b>100</b>	<b>26,4</b>	<b>60,2</b>	<b>21,2</b>	<b>100</b>	<b>32,8</b>	<b>61,3</b>	<b>26,5</b>

(1) Âge atteint à la première liquidation d'un droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008.

(2) Espérance calculée à partir de l'espérance de vie à 55 ans.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, DREES.

Chez les hommes, les différences sociales de durées de retraite sont un peu moins marquées que les inégalités sociales d'espérance de vie. La génération 1942 n'a pas été concernée par les dispositifs de départ anticipé instaurés par la réforme de 2003. Ainsi, seuls les anciens salariés des catégories actives ou insalubres et les mères d'au moins trois enfants de la fonction publique et des régimes spéciaux ont pu liquider des droits à retraite avant 60 ans (encadré 3). Les hommes retraités appartenant aux statuts les moins favorisés partent plus tôt en retraite, mais pas suffisamment pour que la durée de retraite soit équivalente d'une catégorie sociale à l'autre. Les hommes anciens cadres prennent leur retraite un peu plus tard en moyenne que les hommes anciens ouvriers (à 60,9 ans contre 60,4 ans), mais l'écart des espérances de vie entre ces deux catégories (3,3 ans) est nettement plus important. Les hommes anciens cadres peuvent en effet espérer passer 22,7 ans en retraite, soit 2,8 ans de plus que les anciens ouvriers.

Certaines catégories sociales, assez différentes du point de vue de l'espérance de vie, apparaissent proches en termes de durée passée à la retraite. Par exemple, les anciens employés ont une espérance de vie à 55 ans inférieure de 2,1 ans à celle des anciens artisans et commerçants, mais ont une espérance de durée de retraite similaire (21,7 ans), car ils liquident un droit à retraite à 59,0 ans en moyenne, du fait qu'une partie d'entre eux sont affiliés aux régimes de la fonction publique, soit 2,2 ans plus tôt que les anciens artisans et commerçants. Les hommes pour lesquels la catégorie sociale n'est pas renseignée ont une espérance de vie à 55 ans inférieure d'un an à celle des anciens ouvriers, mais comme ils partent en retraite en moyenne un an plus tôt, leur espérance de durée de retraite devient similaire à celle des anciens ouvriers.

<sup>9</sup> Et le fait que l'on utilise les données de l'EIR ne signifie pas que l'on néglige la mortalité entre 55 ans et la date de liquidation.

La situation des femmes est différente. Celles qui ont la plus grande longévité (cadres, professions intermédiaires) partent plus tôt en retraite (artisanes et commerçantes mises à part) que la moyenne des femmes, alors que les anciennes ouvrières ou les retraitées dont la catégorie sociale n'est pas observée, qui ont les espérances de vie les plus courtes, liquident leur droit à retraite plus tard. Ainsi, si l'écart d'espérance de vie à 55 ans est de 2,3 ans entre les retraitées anciennes cadres et les retraitées anciennes ouvrières, l'écart d'espérance de durée de retraite entre ces deux catégories atteint 2,9 ans (soit un écart comparable à l'écart entre les hommes de ces mêmes catégories).

Les femmes pour lesquelles la catégorie sociale est inconnue ont une espérance de vie à 55 ans voisine de la moyenne (32,2 ans contre 32,8 ans). En revanche, elles liquident un premier droit à retraite en moyenne plus tard (à 62,4 ans contre 61,3 ans) et ont donc une espérance de durée de retraite réduite (de 1,7 an en moyenne). En effet, près de la moitié des femmes dont la catégorie sociale n'est pas observée ont attendu 65 ans pour faire valoir un premier droit à retraite (contre 27 % pour l'ensemble des femmes), afin d'atteindre le taux plein par l'âge (le bénéfice du minimum contributif est notamment conditionné par l'obtention du taux plein).

### ENCADRÉ 3

#### Espérances de vie et de durée de retraite : quelles différences entre le secteur public et le secteur privé ?

Chez les hommes, l'espérance de vie à 55 ans des retraités anciens salariés du secteur privé (régime général) est similaire à celle des retraités anciens salariés du secteur public (fonction publique d'État, territoriale et hospitalière). Seuls les anciens ouvriers du secteur public ont une longévité supérieure d'un an à celle de leurs homologues du privé (tableau 3). Cependant, les ouvriers du secteur public constituent un groupe très restreint (1 % des hommes retraités nés en 1942 et résidant en France) et particulier, difficilement comparable aux ouvriers du secteur privé<sup>1</sup>.

Les âges de départ en retraite sont en revanche très différenciés entre secteurs. La génération 1942 n'est pas concernée par les dispositifs de départs anticipés issus de la réforme 2003 (carrières longues, travailleurs handicapés) donc les départs avant 60 ans pour les retraités du régime général sont impossibles pour cette génération. En revanche, dans les régimes de retraite de la fonction publique, il est possible de partir à 55 ans pour les assurés qui ont validé quinze années de service dans des emplois classés dans la catégorie active (emplois présentant un risque particulier ou des fatigues exceptionnelles), voire à 50 ans pour certaines fonctions. Un tiers des hommes retraités nés en 1942 et résidant en France, anciens salariés du secteur public, sont partis avant l'âge de 60 ans, la plupart du fait de l'emploi (catégorie active ou autre).

Les anciens cadres du public sont en proportion moins nombreux à avoir anticipé leur départ que les autres catégories sociales du public (il y a moins d'emplois classés en catégorie active dans ce groupe social). Ainsi, l'écart d'âge moyen de départ en retraite entre les anciens cadres du privé et les anciens cadres du public est inférieur à un an, et donc l'espérance de durée de retraite des anciens cadres du public n'est que légèrement supérieure à celle des anciens cadres du privé (+0,7 an). Les différences sont plus prononcées pour les autres catégories sociales, surtout entre les anciens employés du public, qui peuvent espérer passer 23,1 ans à la retraite, et les anciens employés du privé, dont l'espérance de durée de retraite est de 19,3 ans seulement (soit un écart de 3,8 ans). Les départs anticipés parmi les anciens employés du secteur public sont en effet majoritaires, d'où un âge de liquidation moyen beaucoup plus précoce que pour leurs homologues du secteur privé (respectivement 57,5 ans contre 61,1 ans).

Les femmes retraitées anciennes salariées du public ont des espérances de vie à 55 ans légèrement supérieures à celles de leurs homologues du privé, sauf les femmes cadres dont la longévité est similaire entre les deux secteurs. Comme les hommes, les femmes retraitées de la fonction publique liquident un droit à retraite beaucoup plus tôt que les retraitées du régime général : 35 % d'entre elles sont parties en retraite avant 60 ans. Outre les possibilités de départs anticipés pour catégorie active, les parents de trois enfants ou plus peuvent liquider leur droit à retraite à tout âge, dès lors que les fonctionnaires ont validé quinze années de service<sup>2</sup>. Ce dispositif concerne 14 % des femmes retraitées anciennes salariées du public. À l'inverse, les femmes anciennes salariées du secteur privé liquident un premier droit à retraite en moyenne après 61 ans, car elles sont nombreuses à devoir attendre l'âge du taux plein (65 ans) pour bénéficier d'une pension non minorée. Les écarts d'âge moyen de départ en retraite sont donc très prononcés entre les femmes anciennes salariées du privé et les femmes anciennes salariées du public et les écarts d'espérance de durée de retraite sont ainsi très significatifs. Par exemple, les femmes retraitées de la catégorie « profession intermédiaire » du secteur public peuvent escompter passer en retraite 3,7 années de plus que leurs consœurs du secteur privé.

TABLEAU 3

**Espérance de vie et de durée de retraite selon le genre, la catégorie socioprofessionnelle et le secteur d'activité, pour les retraités anciens salariés**

	Secteur privé (1)				Secteur public (1)			
	Effectifs (en % de l'ensemble des retraités) (2)	Espérance de vie à 55 ans	Âge de liquidation (3)	Espérance de durée de retraite (4)	Effectifs (en % de l'ensemble des retraités) (2)	Espérance de vie à 55 ans	Âge de liquidation (3)	Espérance de durée de retraite (4)
<b>Hommes</b>								
Cadres et PIS	12	28,7	61,4	22,2	4	28,6	60,7	22,9
Professions intermédiaires	13	26,8	60,5	21,4	4	26,6	59,1	22,5
Employés	5	25,4	61,1	19,3	4	25,6	57,5	23,1
Ouvriers	26	25,1	60,9	19,2	1	26,1	59,5	21,6
<b>Femmes</b>								
Cadres et PIS	4	34,5	61,9	27,6	3	34,4	59,2	30,2
Professions intermédiaires	9	33,3	61,4	26,9	7	33,9	58,4	30,6
Employées	22	32,5	61,7	25,8	7	33,0	58,9	29,1
Ouvrières	10	32,0	61,7	25,3	0	NS	NS	NS

(1) Le secteur (privé ou public) est déterminé par le régime principal de retraite, c'est-à-dire le régime dans lequel le retraité a validé le plus de trimestres d'assurance.

Secteur privé : Régime général / Secteur public : Service des retraites de l'État (fonctionnaires civils) et CNRACL (fonction publique territoriale et hospitalière).

(2) 26 % des hommes retraités nés en 1942 et résidant en France sont des anciens ouvriers retraités du secteur privé (régime général).

(3) Âge atteint à la première liquidation d'un droit direct d'un régime de base.

(4) Espérance calculée à partir de l'espérance de vie à 55 ans.

NS : non significatif, effectifs trop restreints pour être interprétés.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, DREES.

1 La catégorie sociale « ouvrier » n'est pas isolée dans le panel des salariés du public. La plupart des ouvriers du secteur public repérés ici sont en fait des polypensionnés. Ils ont effectué la plus grande partie de leur carrière dans un régime de la fonction publique (la catégorie sociale correspondante n'est alors pas connue) et ont terminé leur carrière comme « ouvrier » dans le secteur privé.

2 Historiquement, ce dispositif était réservé aux seules femmes fonctionnaires. Il a été étendu aux hommes en 2004. La suppression progressive de ce type de départ anticipé est prévue par la loi portant réforme des retraites du 9 novembre 2010.

## La longévité dépend aussi du statut en début de carrière

Dans cette étude, la catégorie socioprofessionnelle est observée en fin de carrière. Elle peut différer de la catégorie en début de vie active du fait de la mobilité socioprofessionnelle. Par exemple, une partie des cadres ont pu commencer leur parcours professionnel comme employés ou ouvriers et devenir cadres en milieu ou en fin de carrière (cas des « cadres maison »). Or, Cambois (2011) fait état de différences de mortalité significatives, notamment pour les hommes, au sein d'une même catégorie socioprofessionnelle, selon la catégorie occupée plus tôt dans la carrière. Les données recueillies dans l'EIR ne permettent pas de connaître la catégorie socioprofessionnelle initiale, mais l'âge d'entrée dans la vie active peut donner une indication sur celle-ci. La génération 1942 ayant l'obligation d'être scolarisée jusqu'à 14 ans (contre 16 ans actuellement), les âges d'entrée dans la vie active sont assez contrastés. En outre, les difficultés d'insertion sur le marché du travail en début de carrière étaient modérées, de sorte que l'âge de début d'activité et l'âge de fin d'études sont peu éloignés. L'âge de première validation d'un droit à retraite reflète pour cette génération plutôt fidèlement le niveau d'étude et de qualification. Le niveau de diplôme constituerait un meilleur indicateur de la qualification mais cette information n'est disponible que pour une petite partie des retraités observés (encadré 4).

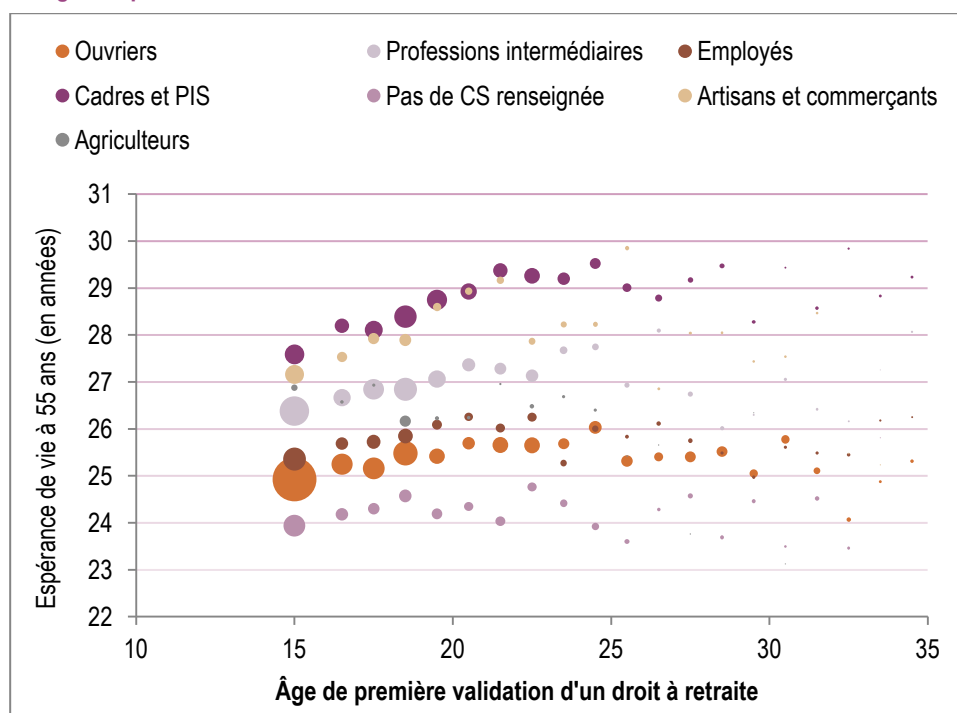
La première validation d'un trimestre d'assurance retraite marque le début d'acquisition des droits de l'assuré, mais ne correspond cependant pas toujours à l'entrée réelle dans la vie active, puisqu'il peut s'agir de petits boulots d'été ou de

stages. Rapoport (2009) montre que pour les générations nées à la fin des années 1960 ou dans les années 1970, il existe un écart significatif entre l'âge de première validation d'un trimestre et l'âge de première validation d'une année complète (4 trimestres). Par exemple, les hommes nés en 1970 valident un premier trimestre à un peu plus de 20 ans en moyenne mais valident une année entière à un peu plus de 22 ans. Cet écart est en revanche très faible pour les générations plus anciennes : en couplant les données de l'EIR 2008 avec celles de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC) 2005, l'âge de première validation issu de l'EIR apparaît proche de l'âge de première validation d'une année complète pour la génération 1942 qui est étudiée ici.

Il existe des différences de mortalité à l'intérieur d'une même catégorie sociale, et ce plus particulièrement pour les hommes des catégories les plus qualifiées. Ainsi, les hommes anciens cadres ayant validé des droits à retraite avant 16 ans ont une espérance de vie à 55 ans de près de deux ans inférieure à celle d'un ancien cadre ayant commencé une activité professionnelle entre 22 et 24 ans (graphique 1). Les retraités cadres ayant commencé à travailler avant l'âge de 16 ans sont probablement des personnes qui ont débuté leur carrière dans une autre catégorie sociale, moins diplômée et qui ont atteint le statut de cadre plus tard, grâce à une mobilité professionnelle ascendante. Il peut aussi s'agir de personnes ayant travaillé pendant leurs études et ayant occupé des postes peu qualifiés, mais ces situations sont vraisemblablement rares, pour la génération 1942, puisque le plus souvent 4 trimestres sont validés dès le début de la vie active (voir *supra*). Ce constat se vérifie également pour les retraités appartenant à la catégorie socioprofessionnelle « professions intermédiaires », mais dans une moindre mesure. Ainsi, la longévité ne dépend pas seulement de la catégorie sociale observée en fin de carrière mais également du parcours professionnel.

#### GRAPHIQUE 1

### Espérances de vie à 55 ans des hommes selon la catégorie socioprofessionnelle et l'âge à la première validation d'un droit à retraite



NOTE • Les informations sur l'année d'entrée dans un régime de retraite sont données soit par l'EIR 2008, soit par l'EIC 2005.

6 % des retraités du champ d'observation n'ont pas d'âge d'entrée renseigné, ils ne figurent donc pas dans ce graphique.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Hommes retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

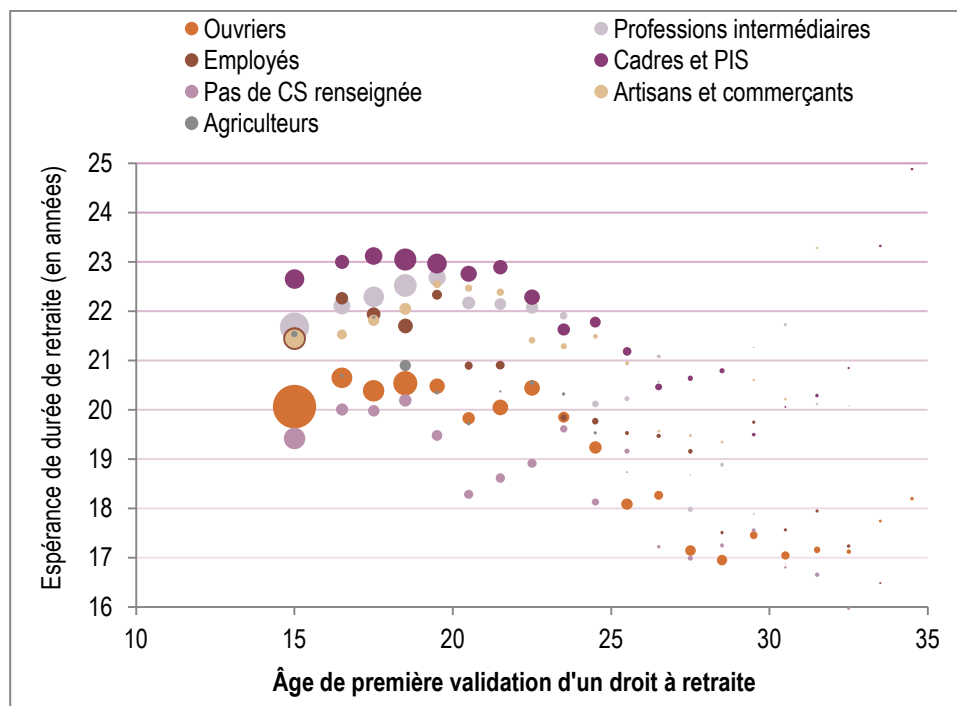
SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

L'entrée tardive (à 25 ans ou après) sur le marché du travail concerne moins de 10 % des hommes achevant leur carrière avec le statut de cadre ou profession intermédiaire. Celle-ci est associée à une espérance de vie un peu plus courte que les débuts de carrière à un âge intermédiaire (entre 20 et 24 ans).

Au sein des anciens « employés » et « ouvriers », les espérances de vie à 55 ans varient moins avec l'âge d'entrée dans la vie professionnelle.

## GRAPHIQUE 2

### Espérances de durée de retraite (1) des hommes selon la catégorie socioprofessionnelle et l'âge à la première validation d'un droit à retraite



(1) L'espérance de durée de retraite est définie de la manière suivante : Espérance de durée de retraite = 55 + espérance de vie à 55 ans – âge à la première liquidation d'un droit à retraite.

NOTE • Les informations sur l'année d'entrée dans un régime de retraite sont données soit par l'EIR 2008, soit par l'EIC 2005.

6 % des retraités du champ d'observation n'ont pas d'âge d'entrée renseigné, ils ne figurent donc pas dans ce graphique.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Hommes retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

Les espérances de durée de retraite sont souvent peu différenciées selon l'âge d'entrée dans la vie active au sein d'une même catégorie sociale. Pour les âges d'entrée les plus fréquents (avant 25 ans), les écarts d'espérances de durée de retraite sont le plus souvent inférieurs à un an au sein d'une même catégorie sociale (graphique 2).

Les hommes ayant commencé à travailler tardivement<sup>10</sup> (à 25 ans ou plus) ont généralement des espérances de durée de retraite plus faibles que ceux qui ont commencé très tôt (avant 18 ans), et ce quelle que soit la catégorie sociale. Si les hommes entrés dans l'activité à un âge tardif ont une espérance de vie à 55 ans comparable à celle des hommes entrés avant 18 ans, ils liquident leur droit à retraite en moyenne nettement plus tard, car ils sont en proportion plus nombreux à devoir attendre 65 ans pour bénéficier d'une retraite à taux plein. Toutes catégories sociales confondues, 40 % des hommes retraités nés en 1942 ayant commencé à travailler à 25 ans ou après ont liquidé un premier droit à retraite à 65 ans ou après (contre moins de 5 % pour ceux qui sont entrés en activité avant 18 ans). Les personnes nées à l'étranger sont nettement surreprésentées parmi les assurés ayant commencé à cotiser après 25 ans (elles représentent 58 % de cette catégorie contre 17 % des retraités de la génération 1942).

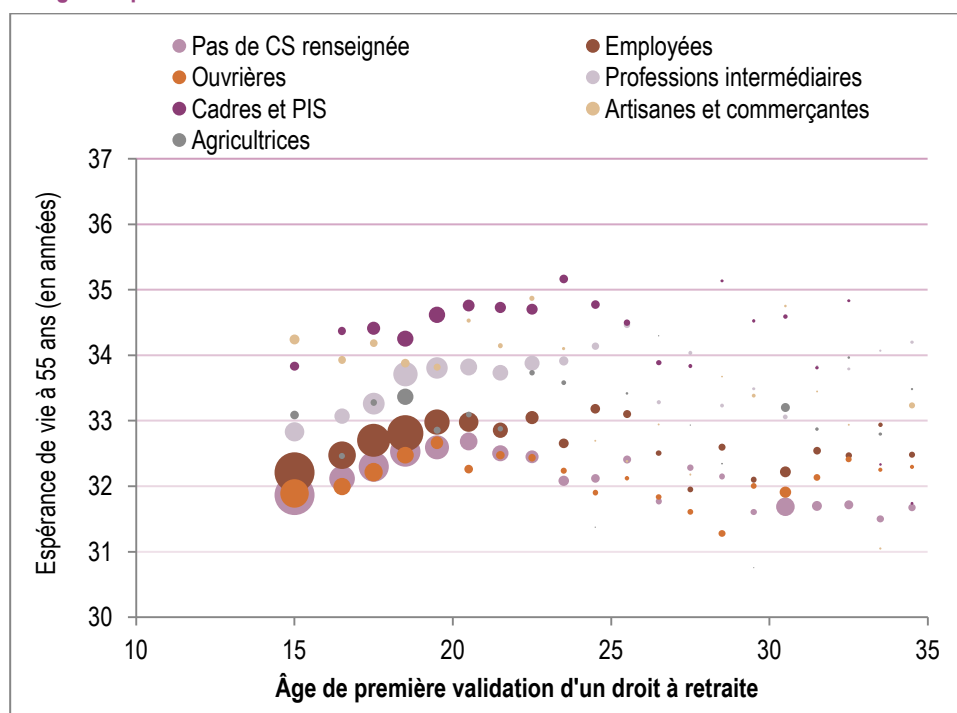
Chez les femmes, les différences de mortalité au sein d'une même catégorie sociale selon l'âge d'entrée dans la vie professionnelle sont moins marquées (graphique 3). Une femme retraitée ayant exercé une « profession intermédiaire »

<sup>10</sup> Ou à cotiser après 25 ans auprès des régimes français, pour les personnes ayant commencé leur activité dans un autre pays et acquis des droits auprès de régimes à l'étranger.

en fin de carrière, et entrée sur le marché du travail avant 16 ans, a une espérance de vie à 55 ans réduite d'un an en moyenne si elle est comparée à une femme de la même catégorie sociale ayant commencé entre 22 et 24 ans. Comme les âges de départ en retraite sont comparables pour ces deux profils, l'écart d'espérance de durée de retraite est à peu près le même que l'écart d'espérance de vie à 55 ans (graphique 4).

### GRAPHIQUE 3

#### Espérances de vie à 55 ans des femmes selon la catégorie socioprofessionnelle et l'âge à la première validation d'un droit à retraite



NOTE • Les informations sur l'année d'entrée dans un régime de retraite sont données soit par l'EIR 2008, soit par l'EIC 2005.

6 % des retraités du champ d'observation n'ont pas d'âge d'entrée renseigné, ils ne figurent donc pas dans ce graphique.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Femmes retraitées de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nées en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

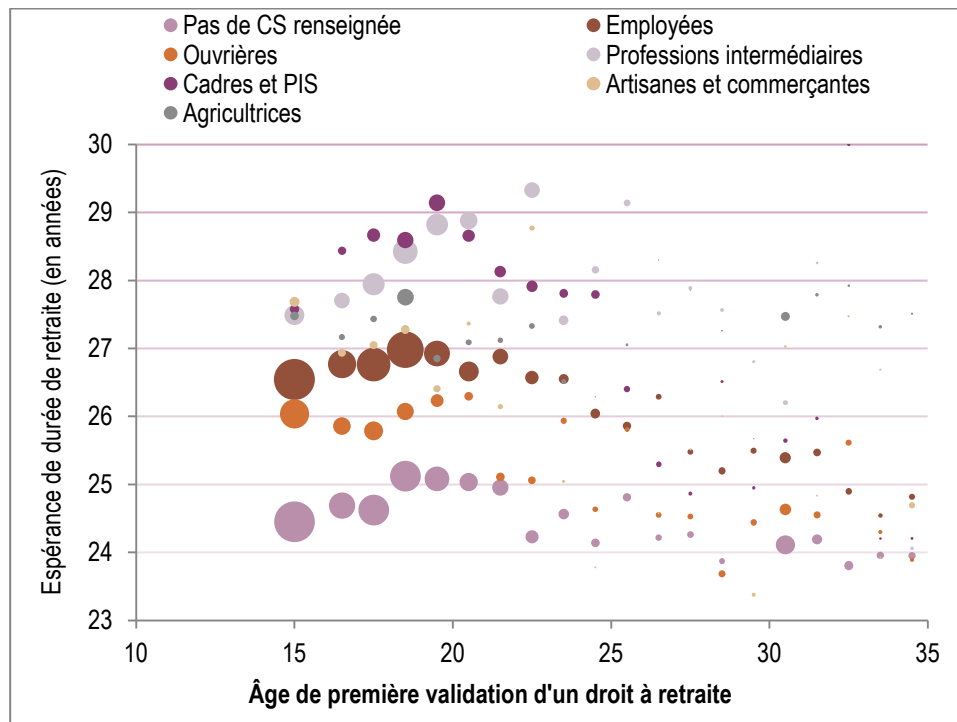
Pour les catégories sociales les moins qualifiées (employées et ouvrières), les femmes qui ont commencé très tôt leur activité partent en retraite plus tôt que celles qui ont commencé à un âge intermédiaire (entre 20 et 25 ans). Ainsi, leurs espérances de durée de retraite sont analogues.

Par rapport aux hommes, les femmes de la génération 1942 sont en proportion plus nombreuses à avoir commencé leur carrière à 25 ans ou après, et plus particulièrement pour les anciennes ouvrières. 15 % des anciennes ouvrières ont commencé leur activité à 30 ans ou après (contre 5 % seulement des hommes anciens ouvriers). Si l'espérance de vie à 55 ans de ces femmes est comparable à celle des femmes ayant commencé avant 25 ans (et ce quelle que soit la catégorie sociale), leur espérance de durée de retraite est nettement plus courte.

Pour un même âge d'entrée dans la vie active, les différences de mortalité entre catégories sociales occupées en fin de carrière restent importantes chez les hommes. Parmi les hommes retraités ayant commencé une activité très tôt, (avant 16 ans) ceux qui terminent leur carrière en étant « cadre » peuvent espérer vivre, à 55 ans, 2,6 années de plus que ceux qui terminent leur carrière comme « ouvrier », alors qu'ils ont probablement un niveau de formation initiale équivalent. Chez les femmes, l'écart entre ces deux profils est moindre, et les femmes « cadres » ayant commencé leur activité professionnelle très tôt sont de toute façon très peu nombreuses.

## GRAPHIQUE 4

### Espérances de durée de retraite des femmes selon la catégorie socioprofessionnelle et l'âge à la première validation d'un droit à retraite



(1) L'espérance de durée de retraite est définie de la manière suivante : Espérance de durée de retraite = 55 + espérance de vie à 55 ans – âge à la première liquidation d'un droit à retraite.

NOTE • Les informations sur l'année d'entrée dans un régime de retraite sont données soit par l'EIR 2008, soit par l'EIC 2005.

6 % des retraités du champ d'observation n'ont pas d'âge d'entrée renseigné, ils ne figurent donc pas dans ce graphique.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Femmes retraitées de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nées en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

## ENCADRÉ 4

### Espérance de vie et de durée de retraite : une approche par niveau de diplôme

L'âge de première validation d'un droit à retraite ne reflète pas de façon optimale le niveau de qualification d'une personne. Le début de la vie active ne coïncide pas forcément avec l'arrêt des études ou de la formation. Le niveau de diplôme est un meilleur indicateur, mais il n'est pas renseigné dans l'EIR. On peut néanmoins récupérer cette information pour une partie des retraités de l'étude, en couplant les données de l'EIR 2008 avec celles de l'EIC 2005. En effet, l'EIC est apparié avec l'Échantillon démographique permanent (EDP), panel sociodémographique de l'Insee qui donne notamment le diplôme déclaré au recensement de 1999. Cette information n'étant disponible que pour 14 % (soit un peu plus de 4 100 personnes) seulement des retraités du champ d'observation (retraités résidant en France et nés en 1942), les résultats sont à interpréter avec précaution.

Chez les hommes retraités, la répartition des niveaux de diplôme varie beaucoup selon la catégorie socioprofessionnelle occupée en fin de carrière. Les anciens ouvriers sont surreprésentés parmi les niveaux de qualification les plus faibles, tandis que les cadres sont surreprésentés parmi le niveau de diplôme le plus qualifié (graphique 5a).

Pour un même niveau de diplôme déclaré, l'écart d'espérance de vie à 55 ans entre catégories sociales est significatif, surtout pour les niveaux de diplômes les moins qualifiés. Ainsi, à 55 ans, un homme retraité ancien cadre ayant un certificat d'études primaires peut espérer vivre environ 2,7 années de plus qu'un ancien ouvrier ayant le même niveau de diplôme.

Au sein d'une même catégorie sociale, l'espérance de vie augmente avec le niveau de diplôme. Les retraités non diplômés qui ont occupé une « profession intermédiaire » en fin de carrière ont une espérance de vie inférieure de 3 ans à celles de leurs homologues ayant un diplôme équivalent au 2<sup>nd</sup> cycle universitaire.

Les espérances de durées passées en retraite selon le niveau de diplôme sont plus homogènes (graphique 6a). Les plus diplômés liquident un premier droit à retraite plus tard que les moins diplômés, et ce quelle que soit la catégorie sociale.



S'agissant des femmes, pour un même niveau de diplôme, on constate des différences d'espérance de vie à 55 ans entre catégories sociales, mais moindres que chez les hommes (graphique 5b). À 55 ans, une femme retraitée ancienne cadre ayant un certificat d'études primaires peut espérer vivre environ une année et demie de plus qu'une ancienne ouvrière ayant le même niveau de diplôme. Toutefois, les écarts entre catégories sociales sont un peu plus marqués pour les niveaux de diplômes les plus élevés.

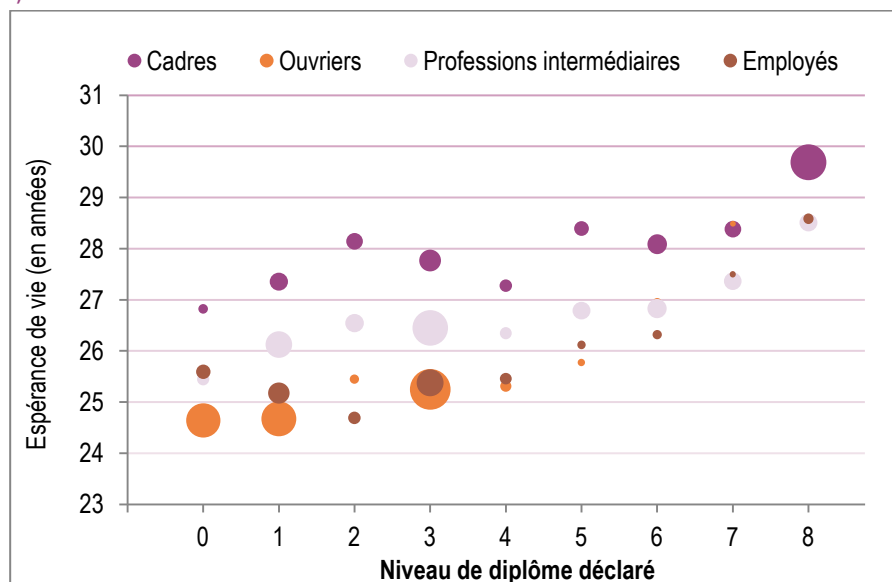
À l'intérieur d'une même catégorie sociale, les écarts d'espérances de vie selon le niveau de diplôme sont moins prononcés que pour les hommes (inférieurs à un an le plus souvent).

Les espérances de durée passée en retraite des femmes sont peu différenciées selon le niveau de diplôme, à catégorie sociale donnée (graphique 6b). On remarque toutefois que les femmes retraitées ayant comme niveau de diplôme le baccalauréat général ont les espérances de durée de retraite les plus élevées, et ce pour toutes les catégories sociales (sauf les ouvrières, très peu représentées dans ce niveau de diplôme). Pour la génération 1942, le niveau « baccalauréat général » correspond à une qualification supérieure (seules 24 % des femmes retraitées de droit direct nées en 1942 déclarent ce niveau de diplôme ou un niveau supérieur, contre 43 % pour la génération 1950), mais a également l'avantage de permettre de s'insérer dans la vie professionnelle à un âge relativement jeune, ce qui augmente la probabilité d'obtenir une retraite à taux plein dès l'âge légal. De plus, les femmes retraitées de la fonction publique, qui partent en retraite en moyenne plus tôt, sont surreprésentées dans ce niveau de diplôme. Les femmes ayant comme niveau de diplôme un baccalauréat général combinent donc deux effets favorables sur la durée de retraite espérée : une forte espérance de vie liée à une qualification élevée, ainsi qu'un âge de départ en retraite en moyenne plus jeune.

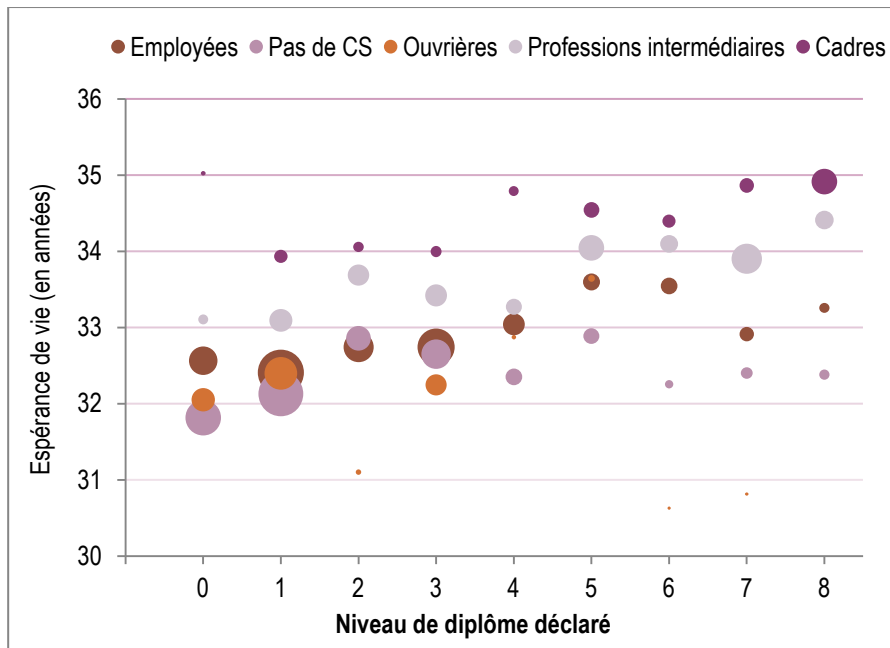
#### GRAPHIQUE 5

#### Espérances de vie à 55 ans selon la catégorie socioprofessionnelle et le niveau de diplôme déclaré

##### a) Hommes



b) Femmes



NOTE • Les informations sur les diplômes sont données par l'Échantillon démographique permanent (EDP), apparié à l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2005.

Niveau de diplôme : 0 : aucun diplôme, 1 : Certificat d'études primaires, 2 : Brevet des collèges, 3 : CAP, 4 : BEP, 5 : Baccalauréat général, 6 : Baccalauréat technique ou professionnel, 7 : 1<sup>er</sup> cycle universitaire ou équivalent, 8 : 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> cycle universitaire ou équivalent.

Les catégories sociales pour lesquelles les effectifs sont trop faibles ne sont pas représentées.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

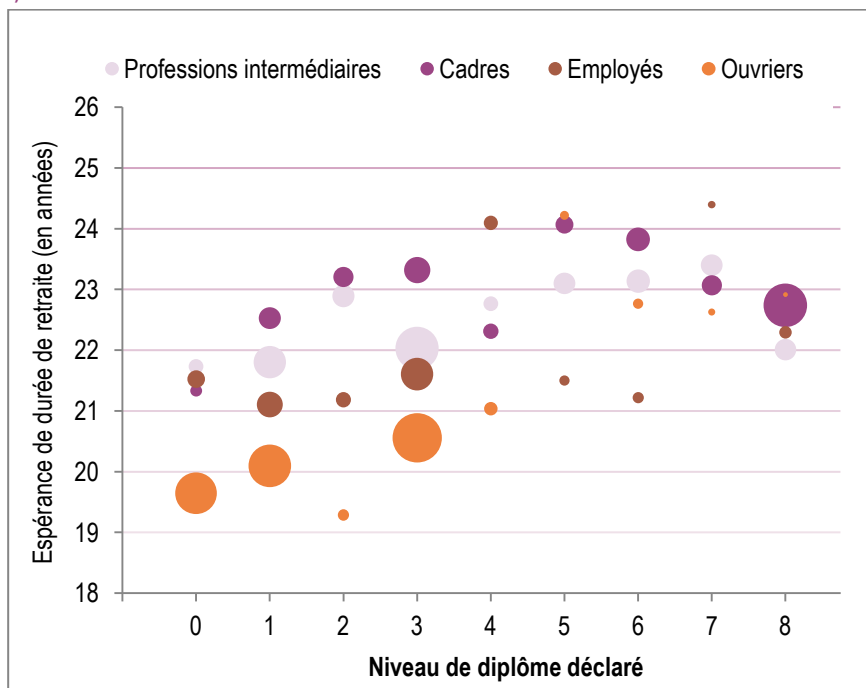
CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

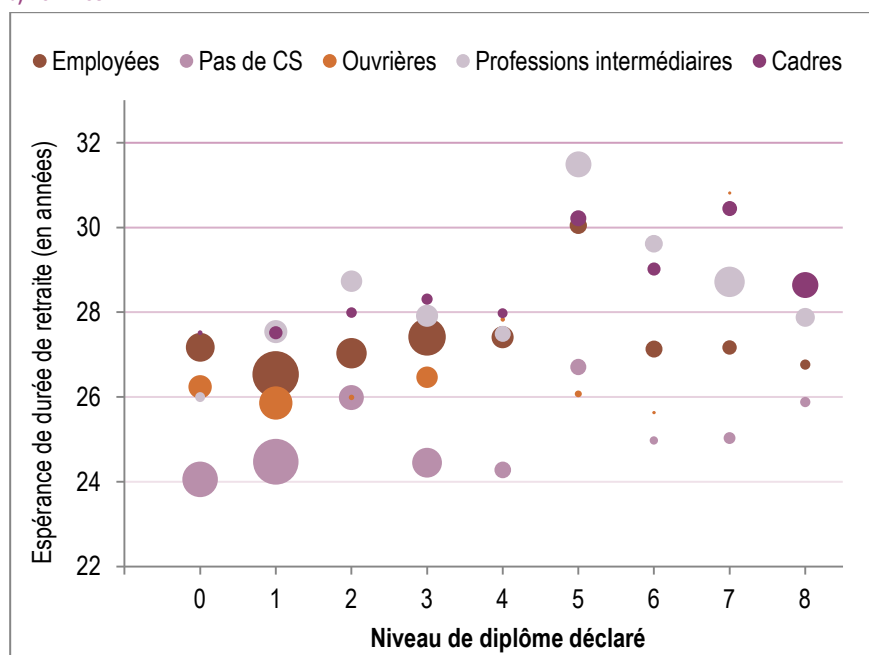
GRAPHIQUE 6

Espérances de durée de retraite (1) selon la catégorie socioprofessionnelle et le niveau de diplôme déclaré

a) Hommes



## b) Femmes



(1) L'espérance de durée de retraite est calculée à partir de l'espérance de vie à 55 ans.

NOTE • Les informations sur les diplômes sont données par l'Échantillon démographique permanent (EDP), apparié à l'Échantillon interrégimes de cotisants (EIC) de 2005.

Niveau de diplôme : 0 : aucun diplôme, 1 : Certificat d'études primaires, 2 : Brevet des collèges, 3 : CAP, 4 : BEP, 5 : Baccalauréat général, 6 : Baccalauréat technique ou professionnel, 7 : 1<sup>er</sup> cycle universitaire ou équivalent, 8 : 2<sup>e</sup> et 3<sup>e</sup> cycle universitaire ou équivalent.

Les catégories sociales pour lesquelles les effectifs sont trop faibles ne sont pas représentées.

Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, EIC 2005, DREES.

## Les carrières courtes sont associées à des espérances de vie réduites...

Pour les assurés n'ayant pas validé une carrière complète<sup>11</sup>, l'espérance de vie moyenne à 55 ans est minorée par rapport aux autres retraités (de 1,4 an pour les hommes et de 0,6 an pour les femmes). En outre, parmi les hommes retraités à carrière incomplète, l'espérance de vie est d'autant plus faible que le nombre d'annuités validées est réduit (graphique 7a). La durée d'assurance validée tient compte ici de l'ensemble des périodes retenues dans la durée d'assurance tous régimes : les périodes d'activité, mais aussi les périodes assimilées validées au titre de la maladie, du chômage... ainsi que l'assurance vieillesse des parents au foyer (AVPF) et les majorations ou bonifications de durée d'assurance. En excluant les périodes assimilées et les majorations de durée d'assurance<sup>12</sup>, la durée de carrière apparaît également fortement corrélée avec l'espérance de vie sur le champ des retraités masculins à carrière incomplète<sup>13</sup>, en particulier pour les retraités nés en France. Pour les hommes, une carrière écourtée s'explique souvent par des problèmes de santé ou d'incapacité. Aussi, les hommes ayant validé moins de 120 trimestres sont plus souvent partis à la retraite au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité (46 % contre 14 % pour les autres hommes de la génération 1942). Selon l'enquête Santé et itinéraire professionnel (SIP), les travailleurs ayant connu des interruptions de parcours de plus d'un an présentent plus souvent une santé dégradée (Bahu, Coutrot, Herbet, Mermillod, Rouxel, 2010).

<sup>11</sup> Soit 37,5 annuités d'assurance dans la fonction publique et 39,75 annuités au régime général et dans les régimes alignés pour la génération 1942.

<sup>12</sup> En négligeant les périodes de cotisation dans plusieurs régimes une même année.

<sup>13</sup> La corrélation est de 0,28 entre la somme des durées pour emploi ou activité non salariée et l'espérance de vie à 55 ans, contre 0,32 entre la durée validée (y compris majorations et périodes assimilées pour service militaire, maladie, invalidité, chômage) et l'espérance de vie, pour les hommes ayant validé moins de 158 trimestres. Sur le champ des nés en France (résidents en France), les corrélations s'élèvent respectivement à 0,34 et 0,44.

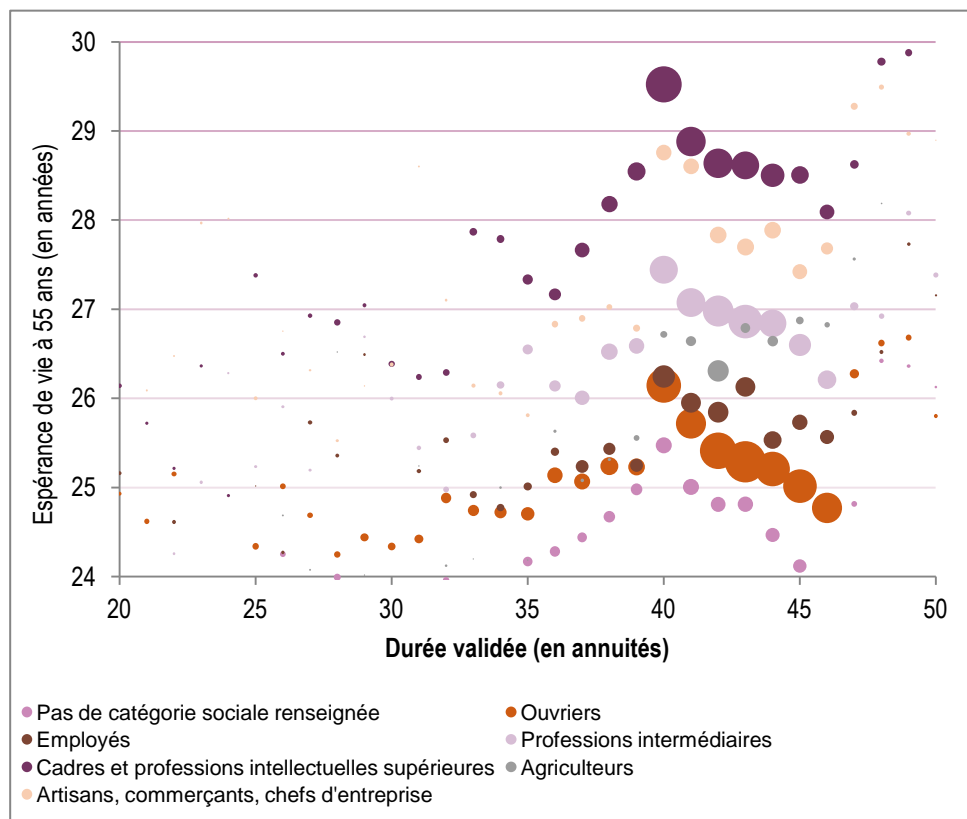
Les problèmes de santé qui entraînent une moindre longévité peuvent préexister mais aussi apparaître en cours de vie active, du fait d'emplois pénibles. Selon Coutrot et Rouxel (2011), les seniors qui ont été exposés à des pénibilités physiques se déclarent en moins bonne santé et sont moins souvent en emploi après 50 ans, notamment après un cumul de pénibilités physiques : « 68 % des personnes exposées à au moins une pénibilité et 62 % de celles exposées à au moins trois pénibilités sont en emploi après 50 ans contre 75 % de celles qui n'ont pas été exposées ou qui l'ont été moins de quinze ans. » Les personnes qui ne sont pas en emploi après 50 ans ont plus de risques de carrières incomplètes.

Pour les femmes, le lien entre durée validée et espérance de vie est moins manifeste que pour les hommes (graphique 7b). Pour celles-ci, les carrières courtes trouvent en effet souvent leur origine dans les interruptions d'activité ou temps partiels liés à l'éducation des enfants.

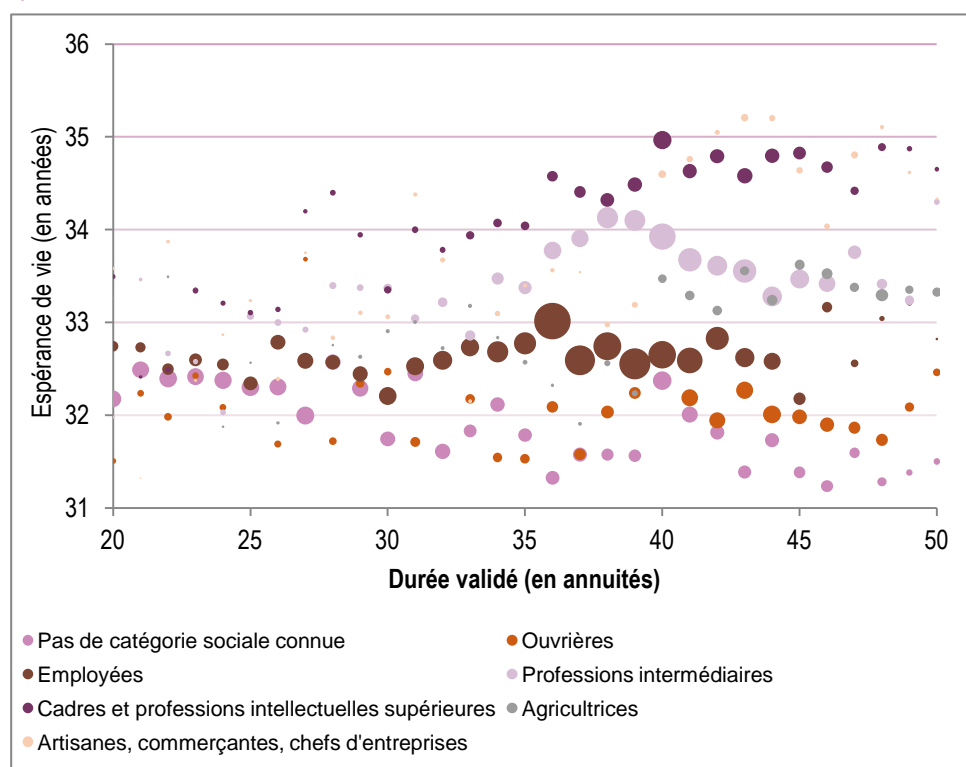
## GRAPHIQUE 7

## Espérances de vie selon la durée validée

## a) Hommes



## b) Femmes



NOTE • Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • DREES, EIR 2008.

## ... les carrières très longues aussi

La relation entre durée validée et espérance de vie n'est pas monotone. Au-delà de 40 annuités, la relation s'inverse et l'espérance de vie décroît avec la durée validée. La génération 1942 n'a pas été concernée par le dispositif de départ anticipé pour carrières longues instauré par la réforme Fillon (2003). Les assurés de cette génération qui ont commencé à travailler jeunes ne peuvent donc pas partir à la retraite avant l'âge légal, même si la durée d'assurance qu'ils ont acquise auprès des régimes de retraite est importante.

Les longues carrières concernent davantage les ouvriers que les cadres. Parmi les hommes de la génération 1942, les liquidations avec 43 annuités sont plus fréquentes que celles avec 40 annuités pour les ouvriers, alors que pour les cadres, les départs à la retraite interviennent le plus souvent après la validation de 40 annuités.

Cependant, une longue carrière n'est pas l'apanage des ouvriers. Les professions libérales et les indépendants sont aussi nombreux en proportion que les ouvriers à avoir des carrières très longues, dépassant les 44 annuités (graphique 8).

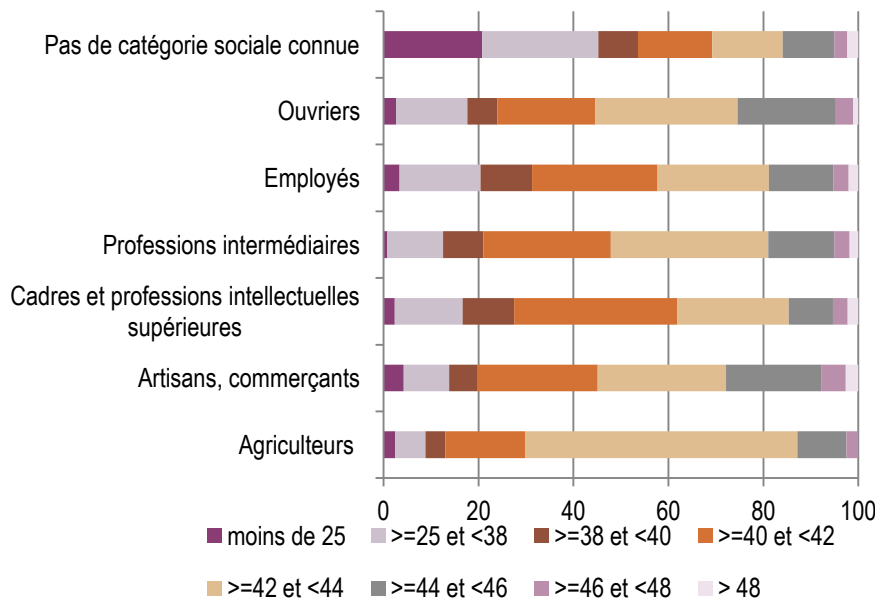
Pour les générations plus récentes, le lien entre catégorie socioprofessionnelle et durée validée n'est vraisemblablement pas immuable du fait du rapprochement des âges de première validation d'un droit à retraite et des carrières plus heurtées pour les générations plus jeunes (même si une partie des aléas de carrière est compensée dans le calcul de la durée validée par le système de retraite). L'âge de première validation et l'âge de première validation d'une année complète (4 trimestres) augmentent en effet au fil des générations davantage chez les non-qualifiés que chez les cadres (Rapoport, 2009). Ce résultat s'explique par la hausse de l'âge de fin d'étude pour les moins diplômés (scolarité obligatoire jusqu'à 16 ans à partir de la génération 1953) et par l'apparition des difficultés d'insertion sur le marché du travail qui touchent prioritairement les moins qualifiés. De surcroît, les employés et les ouvriers sont plus exposés au chômage que les cadres et ont des risques accrus de carrière incomplète.

S'agissant des femmes, l'impact des longues durées de carrière sur l'espérance de vie est moins marqué que chez les hommes. On note néanmoins que parmi les femmes ayant exercé une profession intermédiaire, les espérances de vie les plus élevées sont observées pour celles qui ont validé 38 annuités (entre 150 et 153 trimestres), durée correspondant à la durée requise dans la fonction publique pour le taux maximal pour la génération 1942.

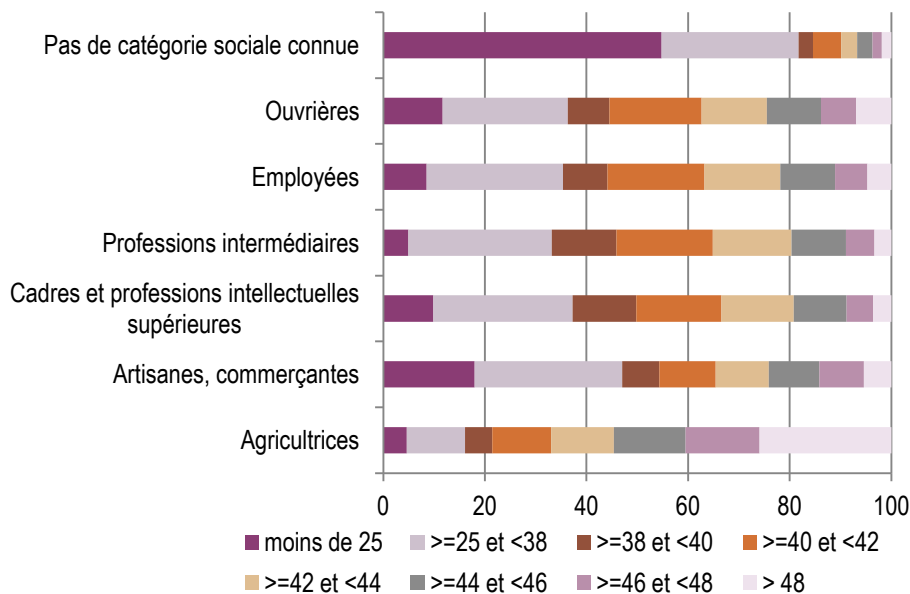
GRAPHIQUE 8

Répartition des retraités selon la durée validée (en annuités) et la catégorie sociale

a) Hommes



b) Femmes



CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.  
SOURCE • EIR 2008, DREES.

## Les durées passées à la retraite sont un peu moins différenciées selon la durée d'assurance

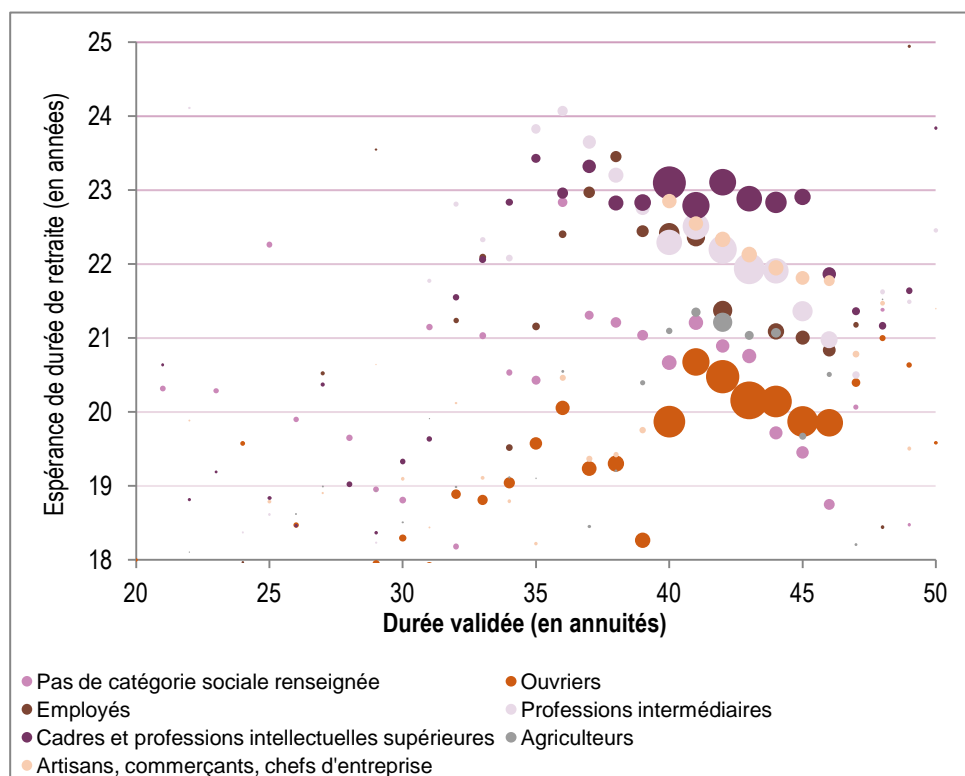
Au sein d'une catégorie sociale, les inégalités de durées passées à la retraite selon la durée validée sont nettement atténuées par rapport aux disparités d'espérances de vie (graphiques 9a et 9b). Ce constat vaut surtout pour les hommes cadres, pour lesquels, à partir de 40 annuités validées, les durées passées à la retraite sont équivalentes quelle que soit la durée de carrière. Ce résultat s'explique notamment par le fait que les retraités qui ont des durées validées conséquentes partent plus précocement à la retraite que ceux qui ont une durée proche de la durée requise pour le taux plein (tableau 4). La surcote a en effet très peu concerné les personnes de la génération 1942 (6 % des départs sont intervenus avec surcote d'après l'EIR 2008<sup>14</sup>), aussi la validation de trimestres au-delà de la durée requise pour le taux plein s'explique davantage par la contrainte de l'âge minimal. Les ouvriers de cette génération sont davantage pénalisés par celle-ci que les employés, les professions intermédiaires et les cadres car, parmi les salariés, ils ont les durées validées les plus longues (voir *supra*).

En outre, l'âge de liquidation des droits à retraite n'est vraisemblablement pas indépendant de l'état de santé et de la durée de vie anticipée. Les problèmes liés à la santé interviennent en effet assez fortement dans les décisions de départ à la retraite, à en juger par les déclarations des personnes nouvellement retraitées.

### GRAPHIQUE 9

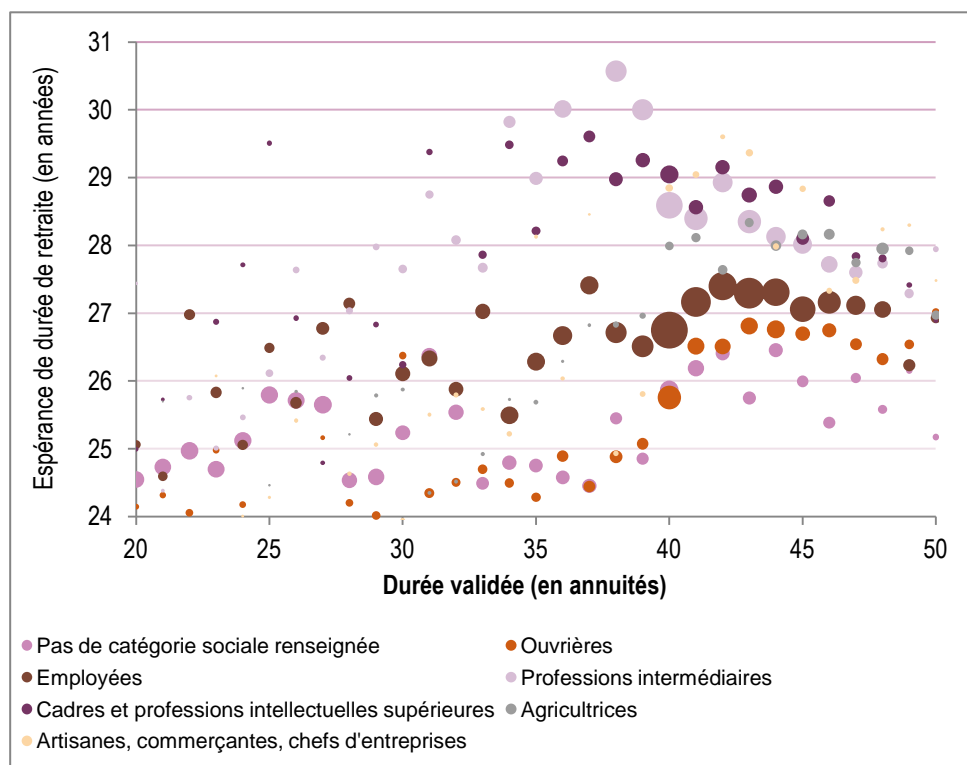
#### Espérances de durée de retraite (1) selon la durée validée

##### a) Hommes



<sup>14</sup> Voir l'ouvrage *Les retraités et les retraitées – édition 2013*, 2013, Collection Études et Statistiques, DREES.

b) Femmes



(1) L'espérance de durée de retraite est calculée à partir de l'espérance de vie à 55 ans.

NOTE • Les tailles des bulles sont proportionnelles aux effectifs.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, DREES.

TABLEAU 4

Espérance de vie, espérance de durée de retraite et âge moyen à la liquidation selon la durée validée

	Durée validée	Hommes			Femmes		
		157 trimestres ou moins	158-161 trimestres	162 trimestres ou plus	157 trimestres ou moins	158-161 trimestres	162 trimestres ou plus
Cadres	Espérance de vie à 55 ans	27,6	29,5	28,7	34,0	35,0	34,7
	Durée de retraite espérée	22,0	23,1	22,9	28,4	29,0	28,6
	Âge de liquidation	60,6	61,4	60,8	60,6	60,9	61,2
Ouvriers	Espérance de vie à 55 ans	24,8	26,1	25,3	32,0	32,7	32,1
	Durée de retraite espérée	18,7	19,9	20,2	24,4	25,8	26,7
	Âge de liquidation	61,2	61,3	60,0	62,7	61,9	60,4

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, DREES.

D'après l'enquête sur les motivations de départ à la retraite auprès des personnes ayant pris leur retraite au régime général entre juillet 2008 et juin 2009, les problèmes de santé ont motivé (au moins partiellement) un peu moins d'un tiers des



départs pour les personnes en emploi au moment du départ à la retraite et la moitié des départs en retraite pour ceux qui n'étaient plus en emploi<sup>15</sup> (Benallah, Aubert, Barthélémy, Cornu-Pauchet et Samak, 2011).

Parmi les ouvriers masculins de la génération 1942, ceux qui ont validé 40 annuités (entre 158 et 161 trimestres) ont l'espérance de vie la plus longue mais une durée passée à la retraite plus courte que ceux qui ont validé au-delà de 40 annuités, car ils liquident leur premier droit à retraite à un âge nettement plus élevé (à 61,3 ans en moyenne contre 60 pour les ouvriers ayant validé 162 trimestres ou plus). Pour les femmes, le constat est le même, ce sont les ouvrières qui ont validé une durée supérieure à 40 annuités qui partent le plus tôt en retraite et ont la plus longue durée de retraite (tableau 4).

## Les inégalités sociales de durées en retraite sont importantes, à durée de carrière comparable

À l'aune du critère de la durée passée en retraite, les disparités sociales sont importantes, à durée validée équivalente, de l'ordre de 3 ans entre cadres et ouvriers, pour les hommes ayant validé au moins 40 annuités. Mais les inégalités sont un peu moins marquées qu'en termes d'espérance de vie pour les carrières masculines de 40 annuités ou plus.

À l'inverse, pour les carrières masculines dont la durée est comprise entre 35 et 40 ans, les inégalités en faveur des cadres sont renforcées, les catégories qui bénéficient de la plus grande longévité partant plus tôt en retraite. Ce résultat s'explique par des différences de durée requise pour bénéficier d'une retraite entière à taux plein/maximal, selon le régime de retraite. Pour la génération 1942, 37,5 annuités étaient suffisantes à la fonction publique et dans les régimes spéciaux, pour les catégories sédentaires, alors que 39,75 annuités devaient être validées au régime général et dans les régimes alignés. Or, les ouvriers sont davantage affiliés aux régimes du privé. Pour les ouvriers de la génération 1942, une durée inférieure à 40 annuités signifie donc souvent une carrière incomplète alors que c'est moins souvent le cas pour les cadres, professions intermédiaires et employés. Du fait de l'alignement des durées entre régimes (réforme de 2003 pour la fonction publique et de 2007 pour les régimes spéciaux), ce phénomène devrait s'atténuer pour les générations suivantes.

Pour les femmes, la durée de retraite est assez contrastée du fait d'une forte hétérogénéité de l'âge au moment du départ en retraite. Les femmes cadres ayant validé au moins 40 annuités peuvent espérer percevoir leur retraite près de 2 ans de plus que les ouvrières, à durée de carrière équivalente. Pour les carrières moins longues, les disparités de durée de retraite sont accrues.

En contrôlant l'âge de première validation, la durée validée (en tranches) et le nombre d'enfants (pour les femmes uniquement), les écarts de durée de retraite espérée entre cadres et ouvriers s'élèvent à 2,7 années pour les hommes et 2,9 pour les femmes. L'existence d'une durée d'assurance pour le taux plein (pour la majorité des assurés) et les dispositifs de départ pour inaptitude/invalidité<sup>16</sup> permettent de compenser en partie les inégalités sociales de mortalité pour les hommes. À l'inverse, le fait de ne pas pouvoir partir en retraite avant l'âge légal, même si la durée d'assurance est suffisante, les accentue. Depuis la réforme de 2003, des dispositifs de départ anticipé (carrières longues, départ pour handicap) permettent de déroger à l'âge minimal « normal » de départ en retraite, même si celui-ci joue encore un rôle important dans le système de retraite français.

Pour les femmes nées en 1942, les paramètres du système de retraite sont plutôt neutres et ne corrigent pas les écarts initiaux de mortalité : les différences de durée de retraite entre cadres et ouvrières sont de même ampleur, voire plus marquées, que les écarts d'espérance de vie. Les femmes cadres partent en effet un peu plus tôt que les femmes ouvrières, notamment parce qu'elles ne se répartissent pas de la même façon dans les différents régimes de retraite. Ce constat évoluera pour les générations futures en raison du développement de l'activité féminine et de l'alignement des durées requises dans les différents régimes.

<sup>15</sup> Retraités interrogés ayant mentionné la réponse « *Votre santé ne vous permettait plus de retravailler* » comme au moins un des motifs qui a joué dans la décision de liquider leurs droits à retraite.

<sup>16</sup> Pour les départs en retraite au titre de l'inaptitude ou de l'invalidité, le taux plein est acquis automatiquement quelle que soit la durée validée, en revanche la retraite peut être proratisée.

## Annexe 1 : Le modèle de survie

Les modèles de durée ou de survie permettent d'estimer des espérances de vie à partir d'informations complètes, c'est-à-dire pour lesquelles on dispose d'une date de naissance et d'une date de décès, mais aussi d'informations dites censurées, c'est-à-dire d'observations pour lesquelles par exemple on ne dispose que de la date de naissance et dont on sait que la personne est encore en vie à la date d'observation. Un modèle de survie à 4 ans est construit à partir des cohortes de retraités des 4 vagues de l'échantillon interrégimes de retraités<sup>17</sup> (1993, 1997, 2001, 2004). Le choix d'un modèle paramétrique a été retenu afin de pouvoir séparer les effets d'âge et de génération<sup>18</sup>. Le modèle est estimé sur l'ensemble des cohortes présentes dans les 4 vagues. Il permet ensuite d'imputer des durées de vie aux retraités présents dans la vague la plus récente (2008) et encore en vie. On estime séparément le modèle sur le champ des femmes d'une part et des hommes d'autre part. Les variables introduites sont celles disponibles dans l'EIR et les panels de l'Insee (pension relative<sup>19</sup>, âge à la liquidation, régime de retraite, perception ou non d'une pension d'invalidité, région de résidence...) : il s'agit d'estimer au mieux les probabilités de décès entre les vagues de l'échantillon, compte tenu des informations disponibles sur les retraités et leurs carrières. Le modèle n'est pas conçu pour être un modèle causal, qui tiendrait compte de l'ensemble des facteurs explicatifs de la mortalité. Il vise à comparer les populations en « contrôlant » le plus de facteurs possibles.

La méthode retenue – l'empilement des données de différentes vagues – permet de séparer les effets âge et génération (plusieurs générations sont observées au même âge) mais elle se heurte à plusieurs limites : les variables retenues dans le modèle de survie à 4 ans doivent être identiques sinon très proches d'une vague à l'autre<sup>20</sup> et les dates d'effets pour le tirage de l'échantillon à chaque vague doivent être régulières (le moindre décalage de date conduit à de mauvaises estimations des effets âge et génération).

L'évolution de la mortalité entre la période 1993-1997 et la période 1997-2001 est bien conforme aux résultats d'autres études (les coefficients relatifs à l'âge et à la génération sont cohérents avec une progression de l'espérance de vie d'environ 0,2 an par génération pour les hommes). Il en va de même entre les périodes 2001-2004 et 2004-2008. En revanche, il semble qu'il y ait une mortalité plus élevée durant les deux premières périodes (1993 à 2001) que durant les deux dernières périodes (2001 à 2008), dont l'amplitude n'est pas cohérente avec les données de mortalité de l'Ined, ce qui oblige à introduire dans le modèle une indicatrice pour les deux dernières périodes pour prendre cela en compte. Celle-ci permet de gommer l'erreur de mesure sur le fait d'être décédé ou non « au 31 décembre ». Les données de l'Ined et de l'Insee (espérance de vie par génération) permettent de s'assurer de la pertinence des résultats (graphique 10).

### Estimation du modèle

On estime la survie entre deux vagues avec un modèle Gompit, en faisant l'hypothèse d'un modèle de durée de vie correspondant à une loi de Gompertz (cette spécification est usuellement retenue par les démographes pour la durée de la vie<sup>21</sup>, c'est la loi qui sert de référence pour les tables de mortalité, voir encadré 5). Cette spécification permet d'estimer ensuite directement des espérances de vie à différents âges ainsi que les probabilités de survie.

Le modèle de survie à 4 ans est estimé sous SAS, sur les retraités de droit direct de 65 ans ou plus. Les paramètres estimés sont ensuite utilisés pour l'imputation à l'ensemble des personnes de l'EIR de l'espérance de vie et de la probabilité de survie à l'âge  $t$  (voir les développements dans le document de travail d'Aubert et Christel-Andrieux, 2010).

<sup>17</sup> La méthode reprend celle du modèle construit en empilant les vagues 1993, 1997 et 2001 et 2004 de l'EIR (Aubert P., Christel-Andrieux V., 2010). La disponibilité des données de la vague 2008 de l'EIR permet d'actualiser le modèle.

<sup>18</sup> 15 générations sont utilisées.

<sup>19</sup> Rapport du montant de pension individuel par le montant moyen de pension des retraités de 66 ans, pour éviter de capter un effet date, puisque les pensions sont revalorisées. D'autres spécifications (pension déflatée par l'indice de prix, répartition dans les déciles de pension...) conduisent à des résultats proches.

<sup>20</sup> Pour cette raison la catégorie socioprofessionnelle ne peut être introduite directement.

<sup>21</sup> Cette loi s'ajuste bien aux données françaises à partir de l'âge de 30 ans mais peut être remise en cause à partir de 80 ans.

65 ans est l'âge à partir duquel la quasi-totalité d'une génération est partie à la retraite. Les générations de 65 ans ou plus sont donc correctement représentées par l'échantillon. L'estimation des coefficients du modèle à partir de données des retraités âgés de 65 ans ou plus permet d'éviter que le calcul des paramètres (et notamment le coefficient de l'âge) ne soit affecté par des problèmes de sélection (car les retraités de moins de 65 ans ne sont pas forcément représentatifs des personnes de leur âge, une partie des personnes de leur âge n'étant pas encore partie à la retraite). Les paramètres du modèle estimés sur cette sous-population sont ensuite utilisés pour estimer la force de mortalité (fonction de risque ou de hasard<sup>22</sup>) à partir de 55 ans, à partir du modèle de Gompertz. Le modèle de Gompertz est utilisé par les démographes pour ce type d'extrapolation, car il permet de bien rendre compte des données de mortalité aux différents âges après 55 ans.

La comparaison avec les données de l'Ined par génération permet de nous assurer de la validité de cette approche. Nous estimons en effet des espérances de vie à 55 ans (grâce au modèle) très proches de celles de l'Ined (graphique 10) pour les hommes comme pour les femmes, pour toutes les générations de l'EIR.

Les résultats du modèle apparaissent assez robustes : l'ajout d'une vague (2008) ne modifie pas beaucoup les coefficients associés à chaque modalité (tableau 5).

La mortalité dépend naturellement beaucoup de l'âge atteint (le coefficient lié à l'âge ressort très significatif). Les caractéristiques autres que l'âge jouent un rôle plus important pour les hommes que pour les femmes. Sans surprise, le niveau de pension relatif est associé à un coefficient assez élevé. La catégorie socioprofessionnelle n'est pas introduite parmi les variables explicatives car celle-ci n'est pas renseignée de manière uniforme dans les différentes vagues de l'EIR, celle utilisée dans l'étude n'est disponible pour la plupart des retraités qu'à partir de la vague 2008<sup>23</sup>. Mais deux proxy : le fait d'être pensionné à l'Agirc et le fait d'avoir été un cadre A de la fonction publique sont retenus. L'effet génération est introduit de manière linéaire (son carré n'a pas d'effet significatif dans le modèle). Le fait de percevoir une pension d'invalidité ou de partir au titre de l'inaptitude est associé à une probabilité de survie nettement minorée, toutes choses égales par ailleurs.

Le fait de résider dans les DOM ou à l'étranger pour les femmes et la naissance à l'étranger ou dans les DOM pour les hommes sont associés à des coefficients de décès négatifs. Ce résultat ne reflète pas nécessairement une mortalité plus faible mais peut traduire un artefact statistique : la remontée des décès est vraisemblablement plus lente et provient sans doute essentiellement des caisses de retraite.

<sup>22</sup> Défini comme le taux de décès au temps  $t$  connaissant la probabilité de survie jusque-là.

<sup>23</sup> Avant cette vague, les données des panels de salariés n'étaient disponibles qu'à partir de 55 ans. Une partie des salariés, et en particulier les ouvriers, pouvaient avoir quitté le marché du travail.

## Annexe 1 : le modèle de survie (suite et fin)

TABLEAU 5

## Modèle de survie à 4 ans (Gompit)

	Hommes			Femmes		
	Coefficient estimé	X <sup>2</sup>	Pr >X <sup>2</sup>	Coefficient estimé	X <sup>2</sup>	Pr >X <sup>2</sup>
Constante	-3,374	2009,29	<,0001	-4,501	2736,57	<,0001
t (années écoulées ou âge - 55 ans)	0,085	373,88	<,0001	0,113	566,21	<,0001
Montant relatif de l'avantage principal de droit direct (moyenne des plus de 66 ans à la date d'observation)	-0,143	91,79	<,0001	-0,134	20,22	<,0001
Minimum vieillesse (indicatrice)	0,023	0,45	0,5031	0,090	7,82	0,0052
Pension < seuil du MV mais pas de minimum vieillesse versé (indicatrice)	-0,080	6,26	0,0124	-0,090	14,52	0,0001
Génération	-0,014	10,63	0,0011	-0,014	8,83	0,003
Période 2001-2008	-0,221	36,72	<,0001	-0,185	22,86	<,0001
liq55*ufonc	0,321	17,27	<,0001	0,053	0,36	0,5473
liq55*spe	0,296	14,26	0,0002	0,187	0,61	0,435
liq55*pfonc	0,357	5,86	0,0155	-0,408	0,33	0,5665
ufonc*liq5659	0,296	13,79	0,0002	0,009	0,01	0,919
spe*liq5659	0,203	4,05	0,0441	-0,178	0,6	0,4367
pfonc*liq5659	0,021	0,01	0,9177	-0,520	0,27	0,6046
ufonc*liq60	0,141	2,51	0,1131	0,040	0,2	0,6567
spe*liq60	0,141	3,88	0,0488	0,139	0,55	0,4569
liq60*uindep2	-0,466	2,37	0,1237	-0,274	0,89	0,3458
liq60*ucnav	0,216	43,63	<,0001	0,173	26,5	<,0001
liq60*pcnav	0,222	35,19	<,0001	0,035	0,35	0,552
liq60*pindep2	0,051	0,81	0,3683	-0,264	3,17	0,0752
pfonc*liq60	0,155	6,47	0,011	0,113	1,23	0,2669
liq60*pmsa	0,011	0,05	0,8288	-0,008	0,01	0,9201
ufonc*liq6164	0,106	1,46	0,2274	0,264	7,98	0,0047
spe*liq6164	0,004	0	0,9597	-0,297	1,72	0,19
uindep2*liq6164	-0,035	0,07	0,7882	0,009	0	0,9531
ucnav*liq6164	0,110	8,78	0,003	-0,011	0,1	0,7562
pcnav*liq6164	0,104	5,07	0,0243	-0,013	0,04	0,8353
pindep2*liq6164	-0,076	2,37	0,1241	-0,236	4,02	0,045
pfonc*liq6164	0,143	5,76	0,0164	-0,056	0,32	0,5707
pmsa*liq6164	-0,115	5,15	0,0232	-0,033	0,19	0,6622
ufonc*liq65	0,024	0,03	0,8553	0,128	0,76	0,3827
spe*liq65	0,095	0,98	0,3214	-0,230	0,67	0,4122

	Hommes			Femmes		
uindep2*liq65	0,151	0,85	0,3578	-0,002	0	0,985
ucnav*liq65	0,265	52,82	<,0001	-0,009	0,09	0,7696
pcnav*liq65	0,159	11,24	0,0008	-0,057	1,16	0,2806
pindep2*liq65	-0,023	0,15	0,6973	0,043	0,23	0,6328
pfunc*liq65	0,131	2,74	0,0979	-0,006	0	0,9522
pmsa*liq65	0,051	0,55	0,4563	0,074	1,03	0,3095
ufonc*liq66	0,332	2,9	0,0883	0,225	0,34	0,5597
uindep2*liq66	0,150	2,05	0,1519	0,130	1,6	0,2066
ucnav*liq66	0,151	5,81	0,0159	0,075	3,27	0,0704
pcnav*liq66	0,208	6,2	0,0128	-0,022	0,06	0,8122
pindep2*liq66	-0,026	0,14	0,7072	0,101	0,77	0,3792
pfunc*liq66	0,226	5,2	0,0226	0,092	0,37	0,5444
pmsa*liq66	-0,133	1,62	0,2032	0,015	0,02	0,8973
majoration de pension pour enfants	-0,009	0,27	0,6057	-0,039	4,4	0,0358
Résidence : DOM/COM ou ETRANGER	-0,003	0	0,9562	-0,153	5,64	0,0175
REGION PARISIENNE	0,023	0,48	0,4867	0,033	0,98	0,3216
BASSIN PARISIEN	0,016	0,34	0,5596	0,072	5,8	0,016
NORD	0,240	39,43	<,0001	0,245	33,8	<,0001
EST	0,073	4,07	0,0435	0,080	4,37	0,0367
OUEST	-0,099	10,24	0,0014	-0,077	5,08	0,0243
CENTRE-EST	-0,031	0,98	0,3233	-0,023	0,46	0,4992
MEDITERRANEE	-0,030	0,89	0,346	-0,029	0,7	0,4025
Droit direct à l'Agirc (indicatrice)	-0,178	38,26	<,0001	-0,190	9,99	0,0016
Cadre A de la fonction publique (indicatrice)	-0,128	5,11	0,0237	-0,049	0,25	0,6206
Pension d'invalidité ou d'ex-invalidité (indicatrice)	0,299	234,81	<,0001	0,291	167,74	<,0001
Naissance en métropole	0,140	12,57	0,0004	-0,072	2,54	0,1113

NOTE • La variable expliquée est le décès entre deux périodes

Des indicatrices croisent les âges de liquidation (« liq55 » désigne les liquidations à l'âge de 55 ans, « liq 56-59 » celles qui sont intervenues entre 56 et 59 ans inclus, « liq66 » les liquidations à 66 ans ou plus) et les régimes (« cnav » pour le régime général, « fonc » pour les fonctionnaires, « spe » pour les régimes spéciaux de salariés, « msa » pour les exploitants et les salariés agricoles et enfin « indep » pour les indépendants et professions libérales (RSI et CNAVPL), en distinguant les polypensionnés (p) qui sont classés dans le régime principal de retraite au regard de la durée validée et les unipensionnés (u)).

Référence pour le lieu de résidence : sud-ouest

SOURCE • EIR 1993,1997, 2001, 2004, 2008, DREES.

## ENCADRÉ 5

## Le modèle de Gompertz

L'actuaire britannique Benjamin Gompertz a proposé en 1825 une loi pour les quotients de mortalité.

La fonction de hasard  $h(t)$  (ou force de mortalité) s'exprime en fonction de l'âge :

$$h(t) = \rho \cdot \exp(\rho t) \cdot \exp(X \cdot \beta)$$

où  $t$  désigne l'âge et  $X$  un ensemble de variables explicatives exogènes ici : pension relative, génération, âge à la liquidation, régime de retraite, perception ou non d'une pension d'invalidité, région de résidence... (voir la liste des variables du tableau 5).

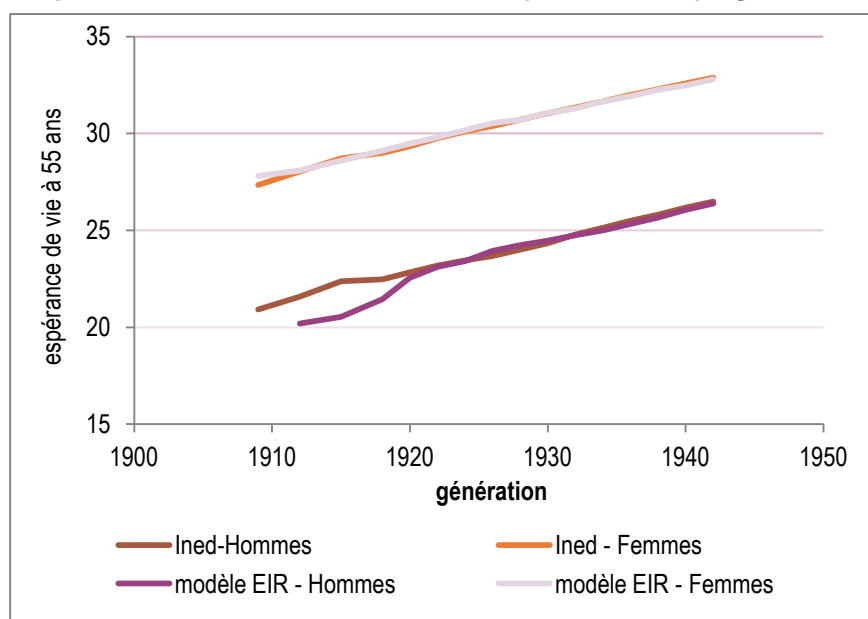
La croissance exponentielle de la mortalité avec l'âge traduit le processus de vieillissement biologique. Ce modèle tient compte des causes de décès liées directement à l'âge et des causes accidentelles ou liées au profil de la personne.

En l'absence de grandes maladies infectieuses, les quotients de mortalité s'ajustent bien à une loi de Gompertz après l'âge de 30 ans<sup>1</sup>. Mais selon les démographies, la loi de Gompertz tend à sous-estimer la mortalité avant 40 ans et à la surestimer au-delà de 80 ans.

<sup>1</sup> Avant 30 ans dans les pays occidentaux, on observe une bosse de la mortalité, en particulier pour les hommes, liée aux accidents et aux suicides.

## GRAPHIQUE 10

## Comparaison des résultats du modèle avec les espérances de vie par génération de l'Ined



NOTE • Trop peu d'hommes de la génération 1909 sont présents dans l'échantillon 2008 pour être représentés sur ce graphique.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 1993, 1997, 2001, 2004, 2008 (DREES) et Ined, tables de mortalité par génération.

## Annexe 2 : Indicateurs d'espérance de vie

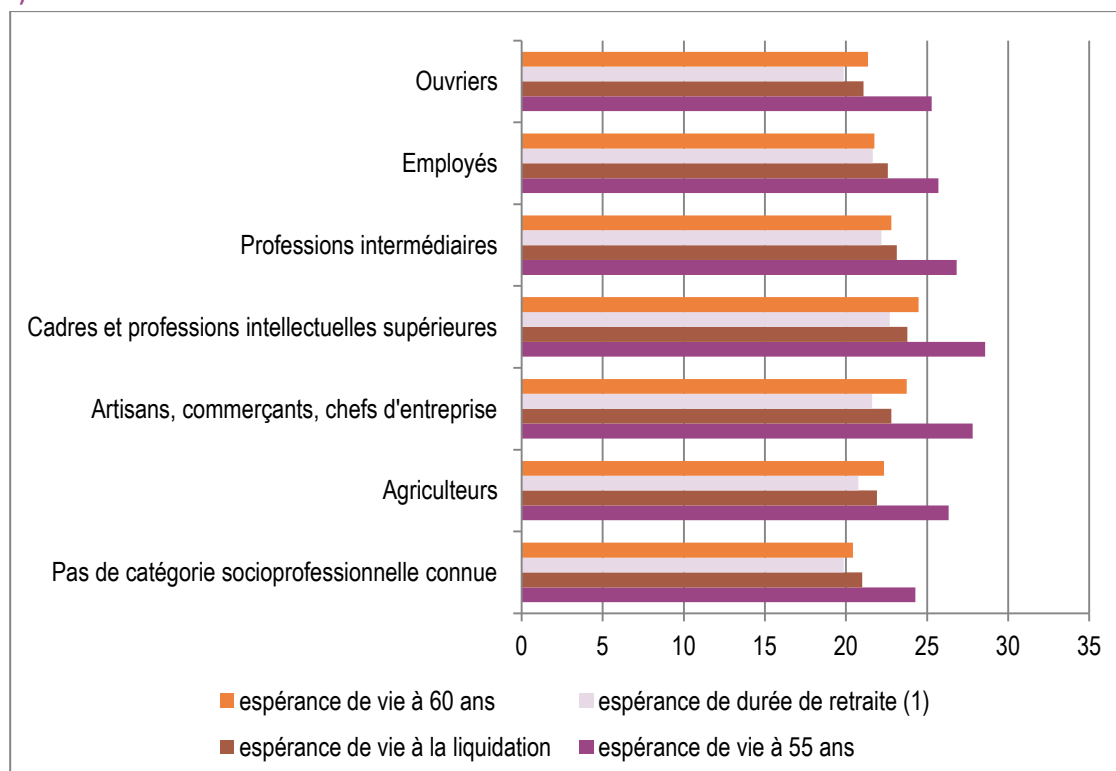
L'espérance de vie à 55 ans, qui mesure la durée restant à vivre, conditionnellement au fait d'être vivant à l'âge de 55 ans, est privilégiée dans cette étude pour l'analyse des différentiels sociaux de mortalité. L'indicateur d'espérance de durée de retraite fondé sur l'espérance de vie à 55 ans diffère légèrement de l'espérance de vie à l'âge de liquidation car la date de départ en retraite ne coïncide pas avec l'anniversaire des 55 ans pour la plupart des individus, et la probabilité de décéder avant d'atteindre l'âge de la retraite n'est pas nulle (la condition d'atteindre l'âge de départ en retraite est plus forte que celle d'atteindre 55 ans pour la plupart des personnes). L'écart entre ces deux indicateurs est en moyenne de 1 an pour les hommes et 0,5 an pour les femmes (graphique 11).

Si en niveau, les indicateurs sont différents, les différentiels sociaux mis en évidence sont de même ampleur quel que soit l'indicateur retenu. Ainsi, l'écart d'espérance de vie à la retraite entre cadres et ouvriers s'élève à 2,7 années pour les hommes et 2,8 années pour les femmes (contre respectivement 2,8 et 2,9 années pour l'indicateur de durée de retraite fondé sur l'espérance de vie à 55 ans). Les indicateurs sont ici pondérés de manière à être représentatifs des personnes en vie à l'âge de 55 ans.

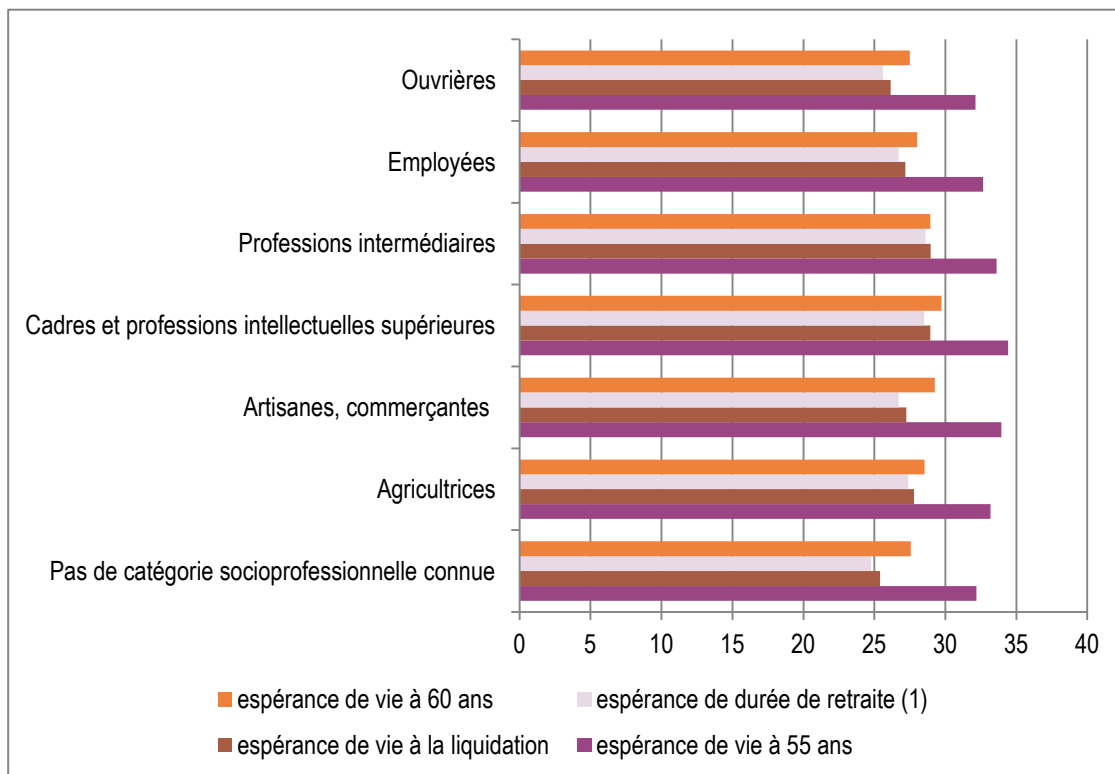
GRAPHIQUE 11

### Comparaison des différents indicateurs d'espérance de vie retenus

#### a) Hommes



b) Femmes



(1) Espérance de vie à 55 ans + 55 - âge à la liquidation.

CHAMP • Retraités de droit direct d'un régime de base au 31 décembre 2008, résidant en France et nés en 1942, en vie à 55 ans.

SOURCE • EIR 2008, DREES.



### Annexe 3 : Espérances de vie par catégorie socioprofessionnelle publiées par l'Insee

L'Insee publie régulièrement des espérances de vie du moment (à conditions de mortalité inchangées au cours de la période de référence) par catégorie socioprofessionnelle à l'âge de 35 ans et de 60 ans (tableau 6).

TABLEAU 6

#### Espérance de vie à 60 ans par sexe et catégorie socioprofessionnelle (en années)

■	■ 1976-1984	■ 2000-2008	■ 1976-1984	■ 2000-2008
	Hommes		Femmes	
Cadres	19,2	24,0	24,1	27,8
Professions intermédiaires	18,3	22,3	23,1	27,4
Agriculteurs	18,3	22,3	22,2	26,2
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	18,6	22,2	22,7	27,1
Employés	17,0	21,0	22,6	26,4
Ouvriers	15,9	19,6	21,6	25,5
Inactifs non retraités	12,3	16,0	21,8	25,2
Ensemble	17,1	21,1	22,2	26,1
<b>Rapport cadres/ouvriers</b>	<b>1,21</b>	<b>1,22</b>	<b>1,12</b>	<b>1,09</b>

Note • Ces indicateurs appartiennent à la liste des indicateurs d'inégalité préconisés par le groupe de travail "Niveaux de vie et inégalités sociales" du CNIS.

LECTURE • En 2000-2008, l'espérance de vie des hommes cadres de 60 ans est de 24 ans.

CHAMP • France métropolitaine.

SOURCE • Insee, Échantillon démographique permanent (EDP).

## Glossaire

**AGIRC** (Association générale des institutions de retraite des cadres) : régime de retraite complémentaire obligatoire des cadres et assimilés qui complète le régime ARRCO (régime de base obligatoire pour tous les salariés du privé).

**AVPF** (assurance vieillesse des parents au foyer) : mise en place en 1972, l'AVPF permet aux personnes qui élèvent un ou plusieurs enfants et qui n'ont pas d'activité professionnelle à temps complet d'acquies des droits à retraite, sous condition de ressources et de perception de prestations familiales.

**CNAV ou CNAVTS** (Caisse nationale d'assurance vieillesse des travailleurs salariés) : organisme qui gère la retraite du régime général (RG) de la Sécurité sociale, c'est-à-dire la retraite de base des salariés du commerce, de l'industrie et des services.

**CNRA** (Caisse nationale de retraite des agents des collectivités locales) : caisse dont relèvent les fonctionnaires des collectivités locales et de la fonction publique hospitalière.

**Décote** : minoration du montant de pension, appliquée lors du calcul de la pension lorsque la durée d'assurance au moment de la liquidation ou l'âge ne sont pas suffisants. Le nombre de trimestres manquants peut être plafonné, selon les régimes.

**Durée d'assurance** : nombre de trimestres acquis auprès des régimes de retraite, au titre de l'activité professionnelle ou de l'éducation des enfants (dans le cadre de l'assurance vieillesse des parents au foyer) mais aussi de périodes assimilées telles que le chômage indemnisé, la maladie, la maternité..., et des majorations de durée d'assurance.

**EIC** (échantillon interrégimes de cotisants) : l'EIC donne, pour un échantillon anonyme d'individus, des informations sur les droits à retraite acquis par différentes générations qui cotisent ou ont cotisé à un régime de retraite au cours de leur carrière. L'opération est conduite tous les quatre ans depuis la vague 2001 par la DREES auprès de la plupart des régimes de retraite obligatoires.

**EIR** (échantillon interrégimes de retraités) : l'EIR donne, pour un échantillon anonyme d'individus, des informations sur les avantages de retraite et les droits acquis à la liquidation. L'opération est conduite tous les quatre ans depuis 1988 par la DREES auprès de la plupart des régimes de retraite obligatoires.

**Minimum contributif** : dispositif assurant un montant minimum de pension fixé par décret. Au régime général et dans les régimes alignés, une pension liquidée au taux plein ne peut être inférieure au minimum contributif. Ce minimum est versé entier si l'assuré réunit la durée d'assurance maximum prévue pour le calcul de la pension. Sinon, il est réduit proportionnellement. Dans la fonction publique, un dispositif similaire existe : le minimum garanti.

**MSA** (Mutualité sociale agricole) : caisse de protection sociale des agriculteurs.

**Polypensionné** : retraité ayant liquidé des droits directs dans au moins deux régimes de base différents.

**RSI** (Régime social des indépendants) : caisse de protection sociale des chefs d'entreprise, des artisans et des commerçants.

**SRE** (Service des retraites de l'État) : service des retraites des fonctionnaires civils et militaires.

**Surcote** : majoration du montant de pension dont peuvent bénéficier les assurés qui continuent de travailler après 60 ans et au-delà de la durée d'assurance tous régimes nécessaire pour le taux plein.

**Taux plein (ou maximal)** : Le taux plein de la retraite est obtenu lorsque le salarié a cotisé suffisamment d'années auprès d'un régime de retraite ou a une durée d'assurance tous régimes suffisante. Ce taux est de 50 % au régime général et dans les régimes alignés et de 75 % pour les régimes de la fonction publique. Le taux plein peut aussi être obtenu au régime général et dans les régimes alignés à l'âge d'annulation de la décote (65 ans pour la génération 1942) ou avant notamment en cas d'inaptitude, d'invalidité ou d'handicap. Les pensions d'invalidité sont liquidées au taux plein dans les régimes de la fonction publique.

## Bibliographie

### Ouvrages

Andrieux V., Barthélémy N., Chantel C., Housset F., Laborde C., Lequien L., Renoux A., Salembier L., 2013, *Les retraités et les retraites – édition 2013*, Collection Études et Statistiques, DREES.

Kogevinas M., Pearce N., Susser M., Boffetta P. (Eds), 1997, *Social inequalities and cancer*, IARC Scientific Publication, n° 138, IARC, Lyon.

### Articles de périodiques et de revues

Aubert P., Christel-Andrieux V., 2010, « Mortalité différentielle des retraités, estimations à partir de l'échantillon interrégimes de retraités et applications », *Document de travail, série Études et Recherche*, DREES, n° 100, juillet.

Benallah S., Aubert P., Barthélémy N., Cornu-Pauchet M., Samak J., 2011, « Les motivations de départ à la retraite », *Études et Résultats*, DREES, n° 745, janvier.

Blanchet D., Monfort J.-A., 1996, « L'âge et la durée de la retraite depuis 50 ans », *Insee Première*, n° 448, avril.

Blanpain N., 2011, « L'espérance de vie s'accroît, les inégalités sociales face à la mort demeurent », *Insee Première*, n° 1371, octobre.

Blanpain N., Chardon O., 2011, « Les inégalités sociales face à la mort », *Document de travail*, INSEE, n° F1108, octobre.

Bahu M., Coutrot T., Herbet J.-B., Mermilliod C., Rouxel C., 2010, « Parcours professionnels et état de santé », *Dossiers solidarité et santé*, DREES, n° 14.

Bommier A., Magnac T., Rapoport B., Roger M., 2005, « Droits à la retraite et mortalité différentielle », *Économie et Prévision*, n° 168 2005-2.

Cambois E., Barnay T., Robine, 2009, « Espérances de vie, espérances de vie en santé et âges de départ à la retraite : des inégalités selon la profession en France », *Retraite et société*, CNAV, n° 59 2009/3, p. 194-205.

Cambois E., Laborde C., 2011, « Mobilité socioprofessionnelle et mortalité en France : des liens qui se confirment pour les hommes et qui s'affirment pour les femmes », *Population 2011*, Ined, n° 2.

Cambois E., Meslé F., Pison G., 2008, « L'allongement de la vie et ses conséquences en France », *Regards croisés sur l'économie*, n° 5, Ed. La Découverte.

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

Cambois E., Robine J.-M., 2001, « Apport des indicateurs d'espérance de vie sans incapacité à l'étude des inégalités sociales de santé », *Société française de santé publique, Santé publique*, Volume 13, 2001/2.

Coutrot T., Rouxel C., 2011, « Emploi et santé des seniors durablement exposés à des pénibilités physiques au cours de leur carrière : l'apport de l'enquête Santé et itinéraire professionnel », *DARES Analyses*, n° 20, mars.

Desplanques G., « L'inégalité sociale devant la mort », Insee, *Données sociales*, la société française 1993.

Lollivier S., 1997, « Modèles univariés et modèle de durée sur données individuelles », *Document de travail*, Insee, janvier.

Mesrine A. « Les différences de mortalité par milieu social restent fortes », Insee, *Données sociales*, la société française 1999.

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

Rapoport B., 2009, « En début de carrière, moins d'acquisition de droits à la retraite pour les jeunes générations », *Dossiers Solidarité et Santé*, DREES, n° 10.

Thierry X., « Risques de mortalité et de surmortalité au cours des dix premières années de veuvage » Ined, *Population* n° 2, 1999.

Vallin J., Meslé F., 2010, « Espérance de vie : peut-on gagner trois mois par an indéfiniment ? », *Population et société*, Ined, n° 473, décembre.

Vallin J., Meslé F., 2001. - Tables de mortalité françaises pour les XIX<sup>e</sup> et XX<sup>e</sup> siècles et projections pour le XXI<sup>e</sup>. - Paris, Ined, 102 p. + CD-Rom (Données statistiques n° 4-2001).

### Rapports, colloques et conférences

Aubert P., Christel-Andrieux V., 2010, « Différences d'espérance de vie et de durée de vie passée en retraite selon la durée validée au cours de la carrière », Conseil d'orientation des retraites, Séance plénière du 24 mars 2010 *Espérance de vie, durée de cotisation et âges de départ à la retraite*.

Geoffroy-Perez B., 2006, « Analyse de la mortalité et des causes de décès par secteur d'activité de 1968 à 1999 à partir de l'Échantillon démographique permanent », Rapport Cosmop, InVS.

Haut Conseil de la santé publique, 2009, « Rapport : Les inégalités sociales de santé : sortir de la fatalité », décembre.

Secrétariat du COR, 2012, « Les différences d'espérance de vie », note pour la séance plénière du 25 septembre 2012.

---

**DOSSIERS SOLIDARITÉ ET SANTÉ**

Directeur de la publication : Franck von Lennepe

ISSN : 1958-587X

---