



**HAL**  
open science

## Les carrières salariales françaises du privé : génération 1962 versus génération 1946

Fabienne Berton, Jean-Pierre Huiban, Frédérique Nortier

► **To cite this version:**

Fabienne Berton, Jean-Pierre Huiban, Frédérique Nortier. Les carrières salariales françaises du privé : génération 1962 versus génération 1946. Perez Coralie, Divay Sophie, Outin Jean-Luc, Couppié Thomas, Giret Jean-François, Grelet Yvette, Werquin Patrick (éd.). Les cheminements longs : données, méthodes et apports pour les analyses du marché du travail : XVIèmes journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail, Coll. Relief/Échanges du Céreq, n° 29, Céreq, pp. 327-345, 2009. hal-00755148

**HAL Id: hal-00755148**

**<https://hal.science/hal-00755148>**

Submitted on 19 Dec 2023

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

## Les carrières salariales françaises du privé : génération 1962 *versus* génération 1946

*Fabienne Berton, Jean-Pierre Huiban, Frédérique Nortier\**

En 30 ans, les carrières professionnelles se sont profondément transformées. L'apparition du chômage de masse et des situations de précarité, l'instabilité du contexte conjoncturel ont conduit à une remise en cause du modèle canonique de la carrière des salariés. Celui-ci concernait essentiellement les hommes ayant connu une carrière sans interruption(s) significative(s) des débuts dans la vie active au départ en retraite. Durant cette période, les femmes ont connu une augmentation continue de leur taux d'activité. En particulier elles interrompent de moins en moins souvent leur activité de façon durable en raison de leur maternité et de l'éducation des enfants. Leurs salaires se sont rapprochés de ceux des hommes sans pour autant les rattraper.

La particularité de notre travail est d'analyser les carrières salariales françaises du privé sur le long terme. Les données exploitées concernent les générations nées en 1946 et en 1962. Plusieurs types de carrière peuvent se côtoyer : des carrières complètes, des carrières entières mais incomplètes, ou encore des carrières en début de constitution. L'évènement premier qui motive la constitution du fichier que nous exploitons (EIC2003<sup>1</sup>) est la cotisation à un régime obligatoire de retraite. Les événements renseignés correspondent donc soit aux cotisations à un régime, soit à leur absence pour une période plus ou moins longue, soit aux cotisations avec changement de régime, soit aux validations de cotisation pour les situations autres que salarié : maladie (y compris maternité), chômage... Ce travail s'inscrit dans une collaboration entre chercheurs et l'Agirc-Arrco, fédérations des institutions de retraite complémentaire des salariés et des cadres du secteur privé.

Pour mesurer les évolutions, une première approche est de construire des profils salariaux par estimation de fonctions de gains classiques. Nous constatons par cette approche une différenciation nette des profils salariaux entre les individus, selon leur genre, leur statut, mais également la période où ils sont entrés dans la vie active. Les accidents de carrière, au sens d'une interruption d'activité sans perception de salaire, causés par le chômage ou la maladie, exercent une influence significative sur le profil de la carrière. Cette influence va très au-delà de l'année où ils se sont déroulés (cf. Berton, Huiban et Nortier 2008a, 2008b).

Une autre approche consiste à construire une typologie des carrières représentatives des salariés du privé. L'accent est alors mis, outre sur le niveau et l'évolution du salaire, sur la succession dans le temps de différentes situations et événements, en particulier sur la survenance d'accidents au cours de la carrière (interruption, maladie, chômage, inactivité...) et sur les conséquences à plus long terme de ces accidents.

L'objectif de cet article est de combiner ces deux approches entre lesquelles des liens sont rarement établis. Dans cette optique, l'identification des carrières-types constitue à la fois un résultat important et aussi une contribution à la deuxième étape qui consiste en l'estimation, plus traditionnelle, de fonctions de gains.

Nous supposons que l'introduction de résultats typologiques dans l'analyse économétrique permet de réduire l'hétérogénéité non observée de façon plus efficace que d'autres méthodes comme l'introduction

---

\* **Fabienne Berton**, LISE CNRS-CNAM, Case 250, 2, rue Conté, 75003 Paris, fabienne.berton@cnam.fr ; **Jean-Pierre Huiban**, INRA-CESAER, UMR 1041, BP 87099, 21079 Dijon Cedex et ÉRUDITE, Université Paris12, 61, Avenue du Général de Gaulle, 94010 Créteil, huiban@enesad.inra.fr ; **Frédérique Nortier**, AGIRC-ARRCO, 16-18, rue Jules César, 75592 Paris cedex 12, fnortier@agirc-arrco.fr.

<sup>1</sup> EIC2003 : Échantillon inter-régimes de cotisants de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES), constitué de plus de 230 000 personnes des générations de 1934 à 1970, destiné à évaluer les droits acquis en matière de retraite (voir Colin, El Mekkaoui de Freitas et Michaudon 2004)

de caractéristiques individuelles. À ce premier stade de notre travail, cette hypothèse n'est que partiellement vérifiée. Dans certains cas, l'hétérogénéité au sein de la classe était considérablement réduite (en particulier pour des carrières courtes dans le secteur privé). Dans d'autres cas, la population de la classe demeure largement hétérogène.

Notre papier s'articule en trois parties : une première présente les principaux résultats de la littérature empirique sur les différenciations des carrières salariales entre les générations. La deuxième partie identifie plusieurs types de carrières salariales selon leur profil. Cette classification est réalisée pour deux générations aux profils contrastés : la génération 1962 qui a au plus 24 ans de carrière en 2001 et la génération 1946, qui se trouve en fin de carrière. Dans la troisième partie, une fonction de gains est estimée pour les individus selon leur catégorie-type d'appartenance.

## 1. Les carrières salariales entre les générations

La carrière salariale désigne la mobilité d'un individu à l'intérieur de la hiérarchie des salaires. Au plan empirique, la carrière salariale d'un individu se compose de la suite des salaires reçus au cours du temps. De ce fait, la carrière intègre des éléments plus larges que la simple progression du salarié en âge. Ainsi, les évolutions générales du pouvoir d'achat des salaires, les effets de la transformation de la structure des emplois et la génération d'appartenance des individus sont intégrés à la notion empirique de carrière.

Les différences de carrière salariale entre les générations ne peuvent pas uniquement s'expliquer par l'accumulation de capital humain : au cours des décennies récentes, le rendement de la scolarité a décliné, alors que la structure de qualification de la population active a augmenté. Toutefois les différentiels de salaire entre les différents niveaux de formation ou de diplôme tendent à se maintenir.

Entre les années 1960 et les années 1980, un certain nombre de transformations sont intervenues dans le contexte socio-économique :

- des transformations structurelles de la population active et des activités économiques (hausse des niveaux d'éducation, tertiarisation et féminisation des emplois) ;
- la désindexation des salaires sur les prix depuis 1982 ; le niveau record atteint par la proportion de salariés rémunérés au Smic du fait des effets de volume et de substitution des allègements de charges sociales sur les bas salaires liés aux différents dispositifs publics depuis 1993 (L'Horty 2007) ;
- l'apparition d'un chômage élevé et le développement du sous-emploi et des mobilités contraintes.

Parallèlement, les politiques salariales des entreprises se sont transformées : la promotion par le diplôme s'est partiellement substituée à la promotion à l'ancienneté, prédominante dans les générations antérieures à 1950. Les augmentations générales ont reculé au profit des augmentations liées à la performance individuelle et le poids de l'ancienneté a sensiblement diminué dans la progression du salaire de base individuel (Eustache et Guillotin 1995). Le développement de la rémunération à la performance ou au mérite a pour effet principal d'introduire de l'hétérogénéité dans les évolutions salariales. Il a d'une part pour effet de faire éclater les catégories professionnelles auparavant définies par le système de classification antérieur et il a d'autre part des effets différenciés entre les catégories de salariés. Castilla (2008, p. 1479) souligne ainsi que « *women and minorities receive less compensation than white men with equal scores on performance evaluations* ».

De nombreux travaux signalent une rupture sensible dans la forme générale des carrières au cours des années 1975-1985 (Debrand et Privat 2002). Les écarts entre tranches d'âge se sont creusés, l'âge où la rémunération est maximale s'est élevé. Pour les générations 1930 à 1954, les salaires progressent fortement d'une génération à l'autre, pour les générations 1955 à 1975, qui arrivent sur le marché du travail à partir du milieu des années 1970, la conjoncture économique devient difficile et les écarts de salaire de début d'activité entre générations se réduisent fortement. Les changements économiques marquent plus fortement les jeunes entrants et leur situation de départ se prolonge sur l'ensemble de la vie professionnelle (Koubi 2002). L'âge du premier emploi recule et la durée d'insertion s'allonge. L'entrée

dans la vie active s'effectue par des périodes de travail plus courtes et plus dispersées d'une génération à l'autre. Ces évolutions sont plus marquées pour les femmes que pour les hommes. En revanche, entre 30 et 50 ans, les femmes ont des carrières de plus en plus complètes au fil des générations. Au total cependant en raison de mouvements de sens contraire, l'écart des salaires entre les femmes et les hommes s'est très peu resserré depuis le début des années 1990 : en 2002, le ratio des salaires mensuels moyens des femmes par rapport à ceux des hommes est d'un point supérieur à ce qu'il était en 1990 (respectivement 79 % et 80,1 %) (Meurs et Ponthieux 2006).

Pour les générations de l'avant et du début du baby boom, le modèle (masculin) de la carrière longue et continue du salarié du secteur privé s'oppose à celui d'une carrière (féminine) brève où le retrait du marché du travail s'effectue précocement. Depuis, on constate des parcours parfois plus longs et toujours plus discontinus. Pour les générations entrées sur le marché du travail à partir des années 1975, le parcours des femmes s'améliore et dans le même temps, celui des hommes se dégrade. Les trajectoires salariales des hommes et des femmes semblent de ce fait converger, toutefois pas dans le sens de la carrière continue mais vers un parcours plus discontinu (Briard 2007).

Ces ruptures, sensibles dès le milieu des années 1970, aboutissent à une déformation du profil moyen des carrières. On constate ainsi : des probabilités accrues de rester dans le même décile de salaire entre 1967 et 1987, particulièrement au bas de la distribution (Buchinski, Fougère, Kramarz 1998) ; un tassement de la progression des carrières réelles à partir de la cohorte née en 1950 (Koubi 2002) ; des carrières salariales de plus en plus plates, aplatissement particulièrement sensible en début de carrière. Entre l'entrée dans la vie active et 35 ans, les salaires augmentent de moins en moins rapidement au fil des générations, quels que soient le statut et le genre (Nortier et Rass 2006).

#### L'échantillon interrégimes de retraités

Les données mobilisées pour cette étude proviennent de l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC). Ce fichier a été mis en place afin d'évaluer les droits à pension acquis par les actifs dans les régimes de retraite obligatoires et s'apparente à un panel de données individuelles.

La Drees a collecté auprès de l'ensemble des régimes obligatoires de retraite, de l'Unedic, de l'Insee, de la Comptabilité Publique et du Ministère de la Défense aussi bien les rémunérations perçues que les durées validées annuellement ou encore des informations sur les périodes de chômage, maladie...

L'EIC est constitué de personnes nées en octobre d'années paires afin de permettre leur appariement avec les données extraites du panel DADS. L'échantillon 2003 porte sur les personnes ayant entre 31 ans et 67 ans au 31 décembre 2001 (nées entre 1934 et 1970). Son taux de sondage est de 1 génération sur 4 et 2,67 % par génération tirée.

L'extrait utilisé pour cette étude concerne les personnes pour lesquelles au moins une période cotisée à l'Arrco\* ou à l'Agirc\* a été enregistrée et pas encore parties à la retraite au 31/12/2001 (soit des générations 1946 à 1970). Au final, l'échantillon contient environ 135 000 personnes, 3 millions de périodes annuelles (emploi ou chômage) et plus de 2 millions de salaire annuel.

\* Association du régime de retraite complémentaire des salariés et Association générale des institutions de retraite des cadres

Deux sources, chacune insuffisante pour avoir l'exhaustivité des salaires annuels, sont disponibles:

- Les DADS. Cette source n'est renseignée dans l'EIC qu'à compter de 1976.
- Les salaires soumis à cotisations connus par le régime de base mais seulement sous le plafond de la Sécurité sociale jusqu'en 1999. Or, en moyenne 14% des salariés, principalement des cadres, ont un salaire supérieur à ce plafond sur l'ensemble de la période étudiée. Les salaires de ces cadres ont été estimés à partir des droits acquis annuellement au régime Agirc.

Le rapprochement entre les données régimes et les données DADS montre que les moyennes de salaire annuel ont un niveau et une évolution sensiblement équivalents quelle que soit la source. Toutefois, les distributions, résumées par le rapport interdéciles, sont plus importantes et plus volatiles pour les DADS. L'écart provient essentiellement du bas de la distribution. Au final, ce sont les salaires estimés à partir des données régimes qui ont été conservés pour cette étude.

Dans la mesure où l'EIC est constitué à partir des déclarations administratives des régimes, il ne contient pas de renseignements sur les diplômes et les niveaux de qualification. L'âge réel d'entrée dans la vie active a été reconstitué en considérant qu'il correspondait à la 1<sup>ère</sup> année avec 4 trimestres validés. L'âge moyen de début de carrière ainsi calculé passe de 18 ans et demi pour la génération 1946 à pratiquement 22 ans pour la génération 1970, reflétant l'allongement à la fois des études et de l'insertion professionnelle.

## 2. Une typologie des carrières salariales du secteur privé

Le but de la démarche typologique est de regrouper un grand nombre de trajectoires individuelles en classes, suggérées par les données, mais non définies *a priori*, afin que les trajectoires d'une classe donnée soient semblables les unes aux autres, et significativement différentes des trajectoires des autres classes.

La première étape consiste donc à caractériser les parcours professionnels individuels. Dans ce domaine, la plupart des techniques d'analyse typologique représente le parcours comme une succession d'états codés par des caractères : la carrière d'un individu peut se décrire à travers une nomenclature d'états exclusifs – un alphabet –, chacun correspondant à l'état observé durant l'année  $t=1, \dots, T$ .

La variable SITU résume les différents événements de la carrière de chaque individu. Cet état, codé par âge pour chaque individu, peut être soit :

- l'absence d'activité professionnelle (maladie, chômage, inactivité...);
- l'emploi en dehors du secteur privé (fonctionnaires, indépendants);
- l'emploi dans le secteur privé. Deux situations sont distinguées : l'activité salariée « continue » dans l'année. Le salaire est alors resitué annuellement en fonction de sa place dans la distribution des salaires annuels de la génération étudiée. La seconde situation correspond à de l'activité salariée partielle (avec ou sans autre état repéré).

Au final, une nomenclature en 11 états annuels exclusifs les uns des autres est adoptée.

*Tableau 1*  
**CODIFICATION DES ÉTATS ANNUELS PAR ÂGE – LA VARIABLE SITU**

|   |   |
|---|---|
| <i>Début d'activité professionnelle</i>         |   |
| <b>Y</b>  | Année avant le début d'activité professionnelle (études, inactivité ou insertion professionnelle) |
| <i>Codification des états salariés continus</i> |   |
| <b>P</b>  | 0 < salaire en euros < 20 <sup>ème</sup> centile  |
| <b>D</b>  | 20 <sup>ème</sup> centile <= salaire en euros < 45 <sup>ème</sup> centile                         |
| <b>T</b>  | 45 <sup>ème</sup> centile <= salaire en euros < 60 <sup>ème</sup> centile                         |
| <b>Q</b>  | 60 <sup>ème</sup> centile <= salaire en euros < 85 <sup>ème</sup> centile                         |
| <b>C</b>  | 85 <sup>ème</sup> centile <= salaire en euros   |
| <b>N</b>  | Salaire sur une partie de l'année   |
| <i>Activité en dehors du secteur privé</i>      |   |
| <b>A</b>  | Autre emploi sans salaire (régimes spéciaux, régimes des indépendants)                            |
| <i>Absence d'activité professionnelle</i>       |   |
| <b>M</b>  | Maladie et/ou chômage toute l'année   |
| <b>I</b>  | Inactivité (absence de renseignement)   |
| <b>X</b>  | Autre (présence d'états simultanés hors emploi)   |

Une fois mise en place cette caractérisation des parcours, l'approche de classification retenue ici, largement utilisée en France, consiste à analyser les parcours en classant les états successifs selon la méthode des calendriers développée pour les enquêtes « Génération » d'insertion dans la vie active du Céreq (Grelet 2002). Cette classification est effectuée successivement pour les générations 1946 et 1962 pour voir ensuite dans quelle mesure les classifications générationnelles se ressemblent ou non.

Une analyse des correspondances multiples (ACM) est d'abord effectuée sur les situations aux différents âges mises sous la forme d'un tableau disjonctif complet : chaque situation est décomposée en 11 variables binaires. Une classification est ensuite opérée sur les 150 premiers facteurs représentant plus de 80 % de l'inertie totale du nuage. La méthode de classification retenue est celle recommandée pour de gros échantillons (Nakache et Confais 2005) et consiste à enchaîner deux méthodes distinctes :

- deux classifications non hiérarchiques à l'aide des centres mobiles (partition) croisées afin d'obtenir des « formes fortes » : 350 classes sont ainsi obtenues ;
- une classification hiérarchique ascendante (CAH) est ensuite effectuée sur ces formes fortes. Le critère de classement retenu est le critère de Ward qui maximise l'inertie interclasse et minimise la variance intra-classe.

Pour des raisons opérationnelles (un trop grand nombre de classes peut difficilement être explicable), une typologie en 10 classes pour chacune des générations est finalement sélectionnée. Les mêmes caractéristiques de classe sont observées entre les 2 générations.

*Tableau 2*  
**CARACTÉRISATION DES 10 CLASSES RETENUES**

| Classe | Carrière-type   | Génération 1946<br>N=15 099 |                | Génération 1962<br>N=21 313 |                |
|--------|---|-----------------------------|----------------|-----------------------------|----------------|
|        |   | Poids dans la<br>génération | % de<br>femmes | Poids dans la<br>génération | % de<br>femmes |
| 1      | Femmes à très bas salaires                              | 8,3                         | 79,8           | 4,9                         | 83,4           |
| 2      | Carrières à bas salaires                                | 10,8                        | 37,9           | 16,0                        | 43,8           |
| 3      | Hommes à salaires médians                               | 7,2                         | 36,4           | 6,3                         | 33,3           |
| 4      | Hommes à hauts salaires                                 | 8,8                         | 24,9           | 9,9                         | 30,6           |
| 5      | Hommes à très hauts salaires                            | 9,7                         | 17,6           | 7,5                         | 27,0           |
| 6      | Carrières longues avec des interruptions                | 16,2                        | 46,9           | 24,9                        | 60,6           |
| 7      | Carrières en dehors du secteur privé                    | 16,1                        | 33,3           | 13,1                        | 44,4           |
| 8      | Carrières courtes en dehors de l'emploi                 | 1,4                         | 38,4           | 2,2                         | 54,7           |
| 9      | Femmes à carrières courtes avec inactivité <sup>1</sup> | 17,6                        | 73,2           | 9,7                         | 61,1           |
| 10     | Carrières courtes avec inactivité <sup>2</sup>          | 3,9                         | 54,9           | 5,6                         | 46,0           |

Une fonction de salaire est estimée pour chaque classe de la génération née en 1946. Cette fonction revêt la forme traditionnelle suivante (Mincer 1958) :

$$\text{Log}w_{it} = a_0 + a_1(\text{EXP}_{it}) + a_2(\text{EXP}_{it})^2 + \varepsilon_{it}$$

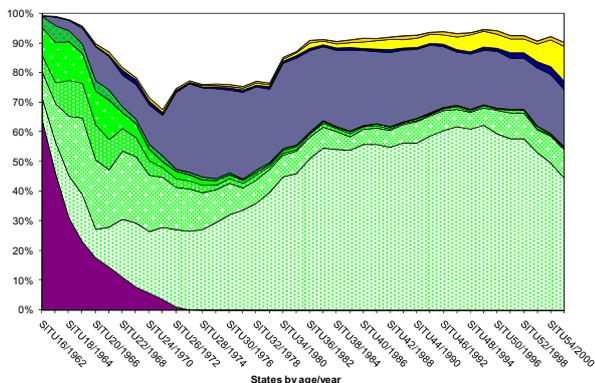
La variable dépendante est le logarithme du salaire annuel (exprimé en euros de 2007). Les observations sans réponse (employés du secteur public, par exemple) sont exclues de l'échantillon, tandis que celles pour lesquels la réponse égale 0 sont incluses<sup>2</sup>. La variable explicative *EXP* est égale à la différence entre la date considérée et celle de l'entrée dans la vie active. Elle représente ainsi un nombre total d'années d'expérience, incluant aussi bien des périodes d'activité que de non-activité.

Les six premières classes correspondent à des carrières continues dans le secteur privé. Elles représentent 61 % de toute la génération née en 1946, cette part augmente à 69 % pour la génération 1962. Elles se différencient les unes des autres par les niveaux de salaire et pour la dernière par un nombre d'accidents très élevé.

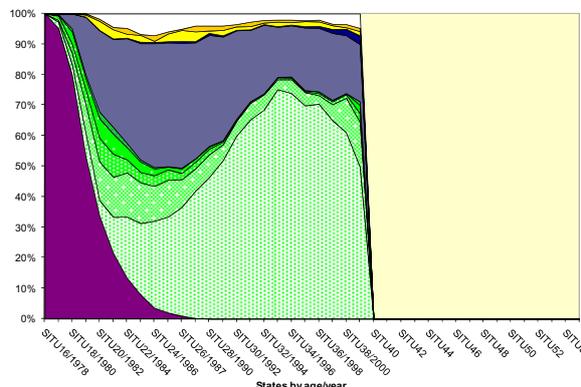
<sup>2</sup> Afin d'éviter d'aboutir à des valeurs mathématiques aberrantes, en passant sous forme logarithmique, il a été ajouté 1 à la valeur observée du salaire, ce qui conduit à  $\text{log}w = 0$ , pour  $w = 0$ .

### Classe 1 – Femmes à très bas salaires

Population née en 1946 (8,3 %)  
79,8 % de femmes

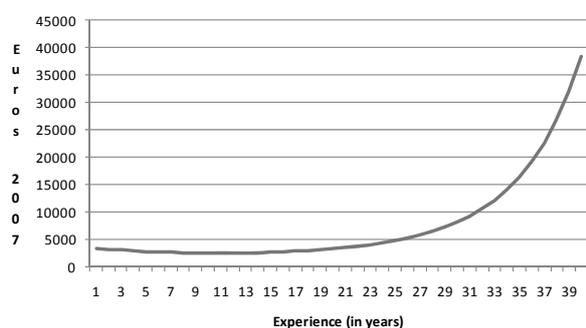


Population née en 1962 (4,9 %)  
83,4 % de femmes



La **classe 1** se caractérise par des niveaux de salaire très faibles (inférieurs aux 20 premiers centiles ou ne permettant pas de valider 4 trimestres par an) tout au long de la carrière. Il s'agit principalement de femmes, entrées jeunes sur le marché du travail (18 ans pour la génération 1946 et 20 ans pour celle de 1962). Une part importante des femmes nées en 1946 a totalement interrompu sa carrière à l'âge de 24-25 ans (âge moyen de la maternité de cette génération). En revanche, les femmes de la génération 1962 de cette classe n'ont plus cessé de travailler pour élever leurs enfants.

### Classe 1 – Niveau des salaires estimés

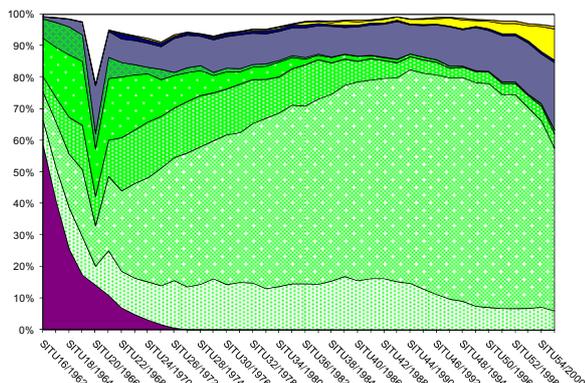


$$\text{Log}(w) = 8.20 - 0.0691\text{exp} + 0.032\text{exp}^2$$

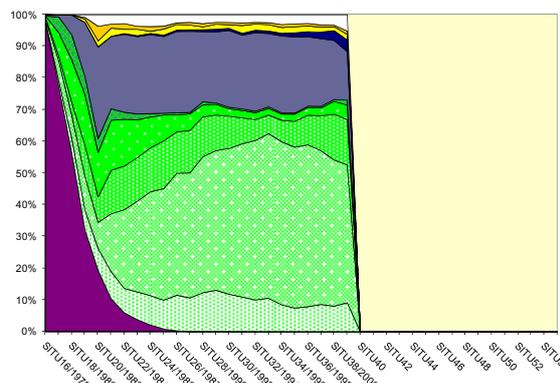
L'équation de salaire de cette classe est inhabituelle : le premier terme est négatif et le second positif. Si, en début de carrière, le salaire estimé correspond à la moyenne observée pour cette classe le profil est anormalement exponentiel en fin de carrière.

### Classe 2 – Carrières à bas salaires

Population née en 1946 (10,8 %)  
37,9 % de femmes

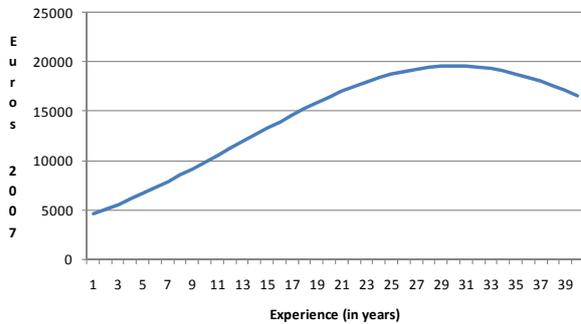


Population née en 1962 (16 %)  
43,8 % de femmes



La **classe 2** se caractérise par des salaires relativement faibles, compris entre le 20<sup>ème</sup> et le 45<sup>ème</sup> centile tout au long de la carrière. Le parangon de ce groupe est un homme ou une femme non cadre, entré(e) jeune sur le marché du travail et n'ayant pas connu d'accident au cours de sa carrière.

### Classe 2 – Niveau des salaires estimés

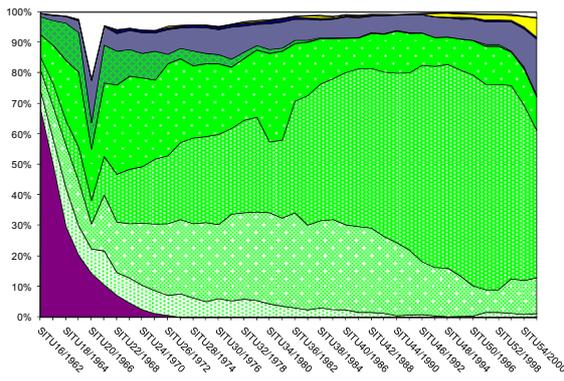


Les salaires estimés augmentent relativement peu en début de carrière, le niveau de départ étant plus élevé que dans la classe précédente. Le retournement dans la carrière a lieu après 30 ans d'ancienneté.

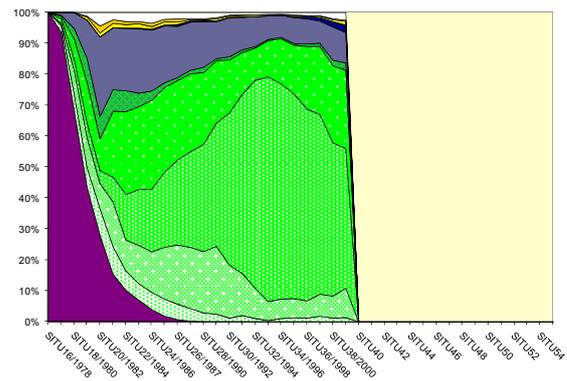
$$\text{Log}(w) = 8.34 + 0.1024\text{exp} - 0.017\text{exp}^2$$

### Classe 3 – Hommes à salaires médians

Population née en 1946 (7,2 %)   
 36,4 % de femmes

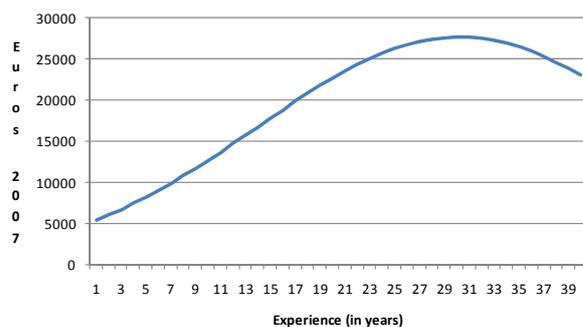


Population née en 1962 (6,3 %)   
 33,3 % de femmes



La **classe 3** se caractérise par des salaires proches du salaire médian. La personne la plus représentative de ce groupe est un homme, entré sur le marché du travail à l'âge de 19 ans pour les personnes nées en 1946 et de 20 ans pour celles nées en 1962 et ayant un début de carrière qualifié de « prometteur » avec un salaire compris entre les 60<sup>ème</sup> et 85<sup>ème</sup> centiles. Ce début « prometteur » n'est pas confirmé et ce(tte) salarié(e) reste alors autour du salaire médian à chaque âge.

### Classe 3 – Niveau des salaires estimés

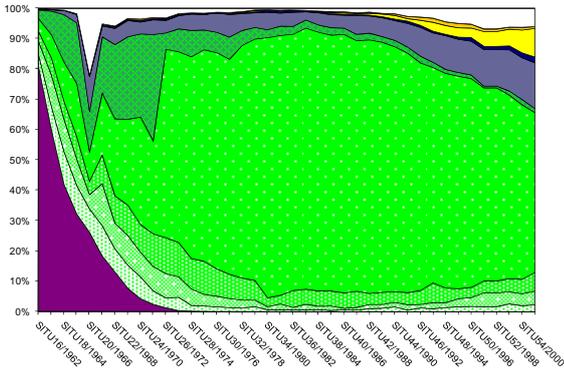


La fonction de salaire de cette classe montre des augmentations de salaire relativement rapides au début de la carrière et un retournement après 31 ans d'expérience professionnelle.

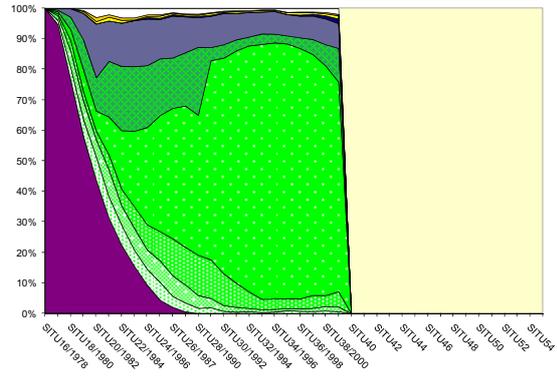
$$\text{Log}(w) = 8.49 + 0.1149\text{exp} - 0.0019\text{exp}^2$$

### Classe 4 – Hommes à hauts salaires

**Population née en 1946 (8,8 %)**  
24,9 % de femmes

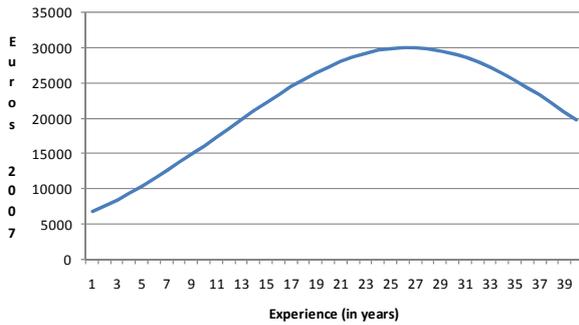


**Population née en 1962 (9,9 %)**  
30,6 % de femmes



La **classe 4** concerne des hommes, très souvent cadres ou assimilés, ayant commencé leur carrière à l'âge de 21 ans (génération 1946) et 23 ans (1962). Ces hommes ont une position très stable dans la hiérarchie des salaires, comprise entre les 60<sup>ème</sup> et 85<sup>ème</sup> centiles.

### Classe 4 – Niveau des salaires estimés

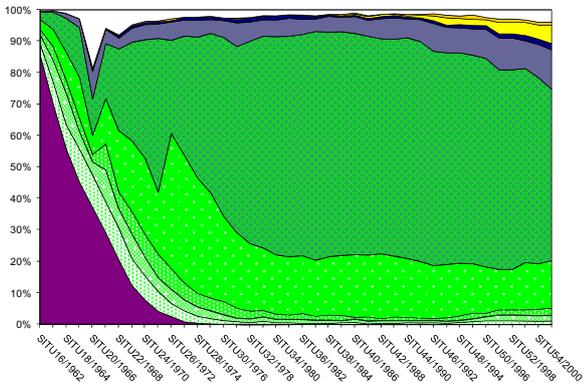


Sans surprise, les salaires commencent à un niveau plus élevé que dans le précédent groupe et la progression de début de carrière est relativement plus forte. Le retournement est au même âge que la classe précédente (après 31 ans de carrière).

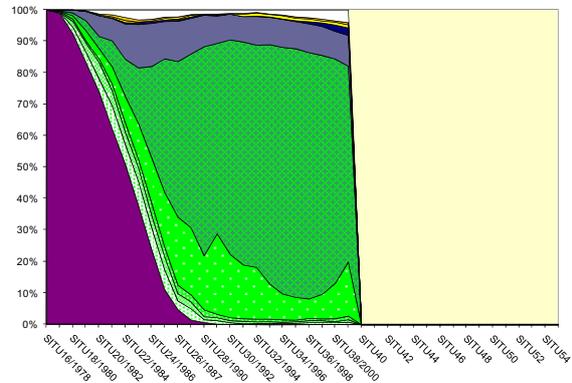
$$\text{Log}(w) = 8.70 + 0.1218\text{exp} - 0.0023\text{exp}^2$$

### Classe 5 – Hommes à très hauts salaires

**Population née en 1946 (9,7 %)**  
17,6 % de femmes

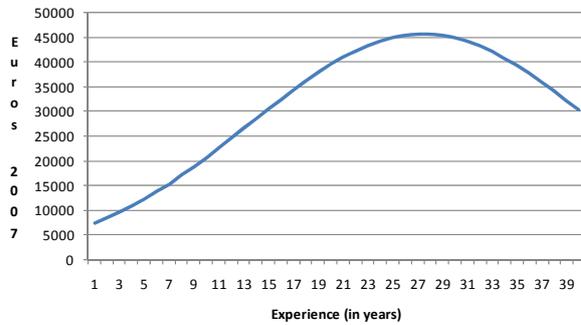


**Population née en 1962 (7,5 %)**  
27 % de femmes



La **classe 5** est caractérisée par un très fort pourcentage d'hommes cadres ayant de très hauts salaires (supérieurs au 85<sup>ème</sup> centile). Si la part des femmes dans ce groupe augmente de manière significative, elle reste encore la plus faible de chaque génération. Les personnes de ce groupe n'ont pas connu d'accident au cours de leur carrière et sont entrées plus tard que les autres catégories sur le marché du travail (à l'âge de 22 ans et 24 ans). Elles sont donc *a priori* d'un niveau d'éducation initiale plus élevé.

### Classe 5 – Niveau des salaires estimés

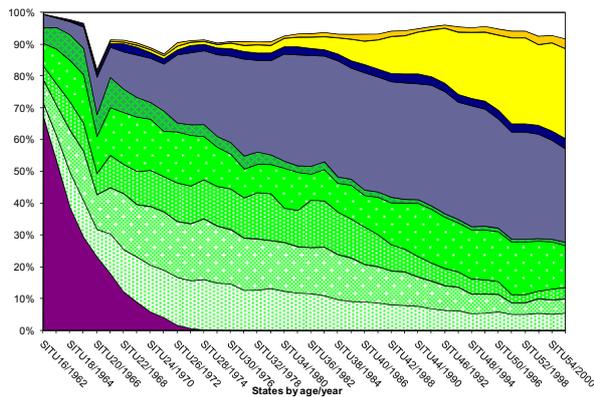


La fonction de salaire confirme ces données : le salaire de départ est le plus élevé de tous les groupes, il augmente fortement au début de la carrière et se retourne au bout de 27 ans.

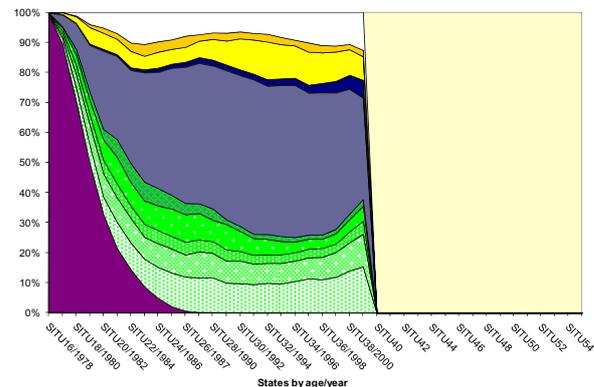
$$\text{Log}(w) = 8.77 + 0.1487\text{exp} - 0.0026\text{exp}^2$$

### Classe 6 – Carrières longues avec interruptions

Population née en 1946 (16,2 %)  
46,9 % de femmes



Population née en 1962 (24,9 %)  
60,6 % de femmes



$$\text{Log}(w) = 8.54 + 0.0356\text{exp} - (ns)\text{exp}^2$$

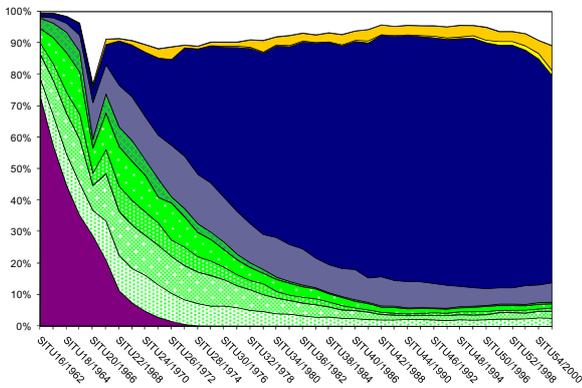
La **classe 6** est également une carrière continue dans le secteur privé. Les salaires annuels perçus ne permettent pas de valider 4 trimestres (en particulier pour la génération 1962). Cette classe se distingue par une proportion nettement plus élevée d'accidents-interruptions (maladie et/ou chômage) et peut-être (c'est une hypothèse, nous ne pouvons pas vérifier avec nos données) de temps partiel et/ou de contrats à durée déterminée. Son poids entre les deux générations augmente, plus particulièrement pour les femmes que pour les hommes (respectivement de 17 à 30 % et de 15 à 19 %). L'équation de salaire de cette classe est difficile à interpréter car le second terme n'est pas significatif.

Les quatre dernières classes sont des carrières courtes dans le secteur privé avec des sorties rapides.

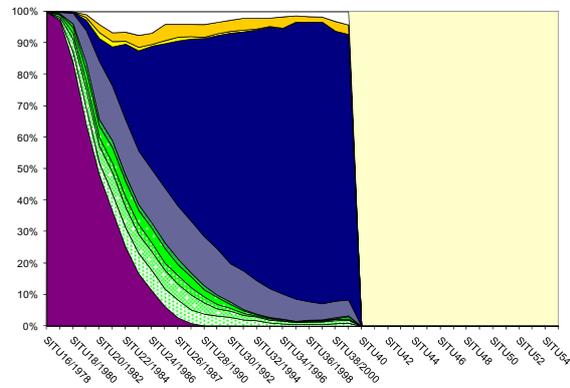
La **classe 7** concerne les personnes ayant un emploi en dehors du secteur privé (en tant qu'indépendant ou fonctionnaire).

### Classe 7 – Carrières longues en dehors du secteur privé

**Population née en 1946 (16,1 %)  
33,3 % de femmes**



**Population née en 1962 (13,1 %)  
44,4 % de femmes**

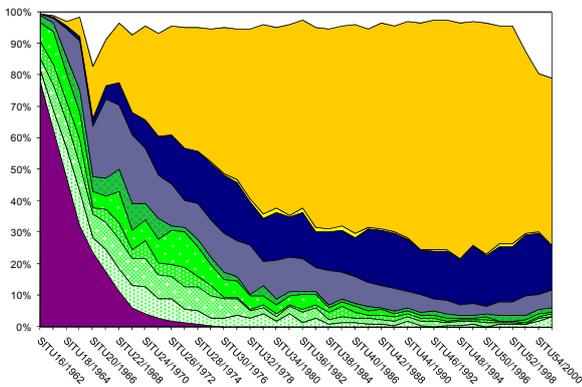


$$\text{Log}(w) = 8,35 + 0,0731\text{exp} - 0,0011\text{exp}^2$$

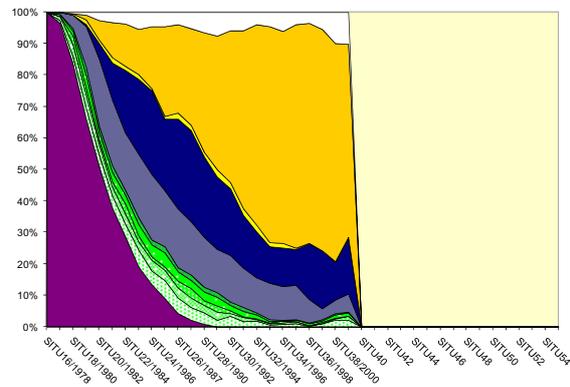
La **classe 8** concerne principalement les hommes pour les personnes nées en 1946 et les femmes pour les personnes nées en 1962. Les personnes de ce groupe valident des droits à retraite pour des causes telles que la maladie et/ou le chômage.

### Classe 8 – Carrières courtes avec validation de droits à la retraite

**Population née en 1946 (1,4 %)  
38,4 % de femmes**



**Population née en 1962 (2,2 %)  
54,7 % de femmes**

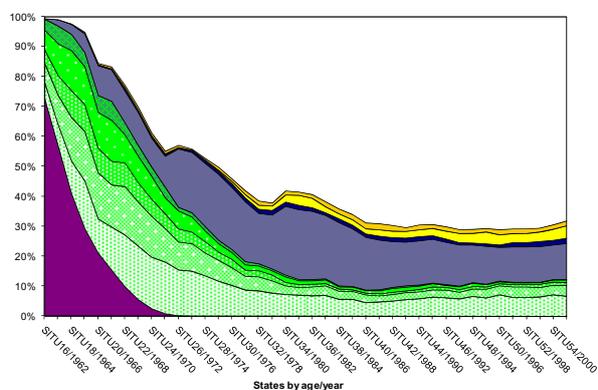


$$\text{Log}(w) = 8,53 + 0,0559\text{exp} - 0,0005\text{exp}^2$$

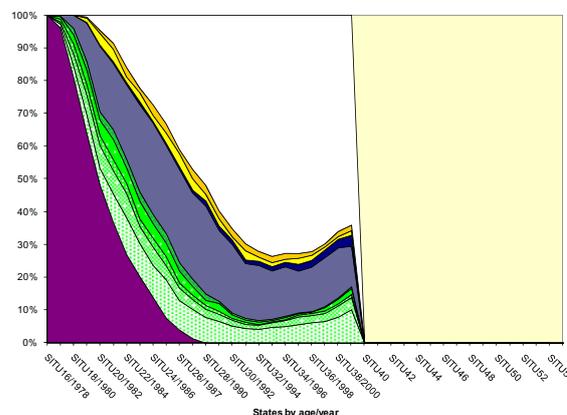
La **classe 9** concerne principalement des femmes qui ont quitté le marché du travail très jeunes, ce qui laisse supposer une sortie en raison de la maternité et de l'éducation des enfants.

### Classe 9 – Carrières courtes avec inactivité (1)

Population née en 1946 (17,6 %)  
73,2 % de femmes



Population née en 1962 (9,7 %)  
61,1 % de femmes

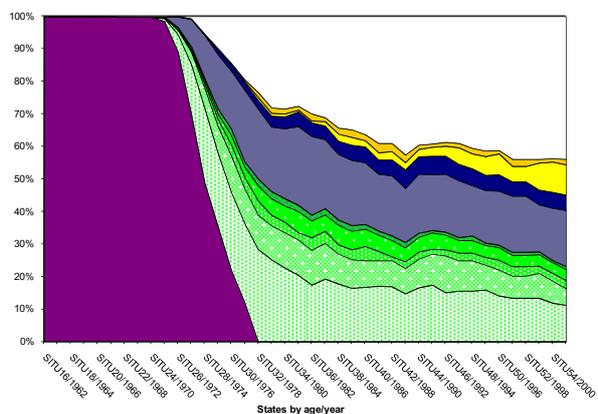


$$\text{Log}(w) = 8,90 - 0,2432\text{exp} + 0,0069\text{exp}^2$$

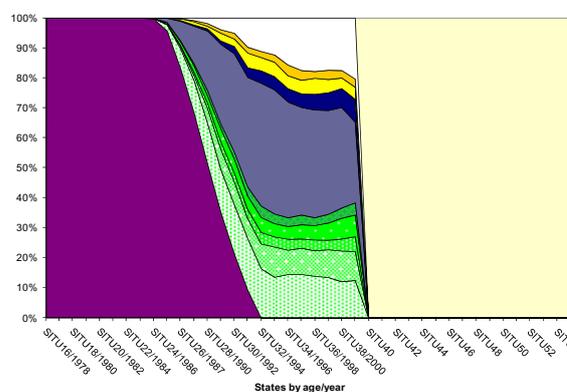
Enfin, la **classe 10** est très atypique : elle concerne majoritairement des femmes ou des hommes entré(e)s très tardivement dans la vie active et qui sortent rapidement de l'emploi pour cause d'inactivité.

### Classe 10 – Carrières courtes avec inactivité (2)

Population née en 1946 (3,9 %)  
54,9 % de femmes



Population née en 1962 (5,6 %)  
46 % de femmes



$$\text{Log}(w) = 7,36 + 0,1333\text{exp} - 0,0017\text{exp}^2$$

### 3. Les fonctions de gains : les résultats d'estimations

L'estimation sur données de panel d'une fonction de gains aussi réduite que celle présentée dans la partie précédente repose sur une hypothèse implicite : les écarts de salaires aussi bien entre individus qu'entre périodes pour un même individu pourraient être entièrement expliqués par la seule variable *EXP*.

Pour tester le bien fondé d'une telle hypothèse, le tableau 3 présente les résultats de l'estimation de cette fonction sur l'ensemble de la population en utilisant les trois estimateurs disponibles dans le cas de données de panel (les moindres carrés ordinaires (MCO), l'estimateur Within et les moindres carrés quasi généralisés (MCQG)) :

- le premier de ces estimateurs ne prend pas en compte l'effet de l'hétérogénéité non observée, celle-ci étant comprise comme l'ensemble des caractéristiques, mesurables ou non (genre, période, habileté...), susceptibles d'influer sur la variable expliquée ;
- dans le cas de l'estimateur Within, cette hétérogénéité est prise en compte sous la forme d'un effet individuel fixe dans le temps. L'inconvénient de ce modèle est que l'effet fixe capte l'ensemble des informations stables dans le temps relatives à l'individu (le genre, par exemple).
- l'estimateur des moindres carrés quasi généralisés s'applique à un modèle intégrant les effets individuels, cette fois sous forme aléatoire. Ce dernier estimateur est préférable car il permet, contrairement à l'estimateur Within, de fournir également une estimation pour les variables stables dans le temps. Mais son utilisation suppose que cet effet individuel ne soit pas corrélé avec les variables explicatives du modèle. Si une telle corrélation existe, alors cet estimateur est biaisé et seul l'estimateur Within peut être utilisé. Le test d'Hausman qui mesure les écarts entre les résultats obtenus à l'aide de ces deux estimateurs, permet d'observer si une telle corrélation existe et permet de choisir l'estimateur le plus adapté.

**Tableau 3**  
**Variable expliquée: log du salaire, individu i, période t, génération 1946**

| <i>Estimateur</i>              | <i>Mco</i>            | <i>Within</i>                           | <i>Mcqg</i>                               |
|--------------------------------|-----------------------|---|---|
| <i>Variable</i>                |                       |   |   |
| <i>Constante</i>               | 8,444<br>(0,008)      |   | 8,384<br>(0,013)                          |
| <i>EXP</i>                     | 0,061<br>(0,001)      | 0,046<br>(0,001)                        | 0,047<br>(0,001)                          |
| <i>EXP<sup>2</sup></i>         | -0,00048<br>(0,00003) | -0,00022<br>(0,00002)                   | -0,00023<br>(0,00003)                     |
| <i>R<sup>2</sup> corrected</i> | 0,0638                | 0,0637                                  | 0,0637                                    |
| <i>Tests</i>                   |                       | F= 23,95<br>(All $u_i = 0$ )<br>$p = 0$ | Hausman = 237,92<br>(FE vs RE)<br>$p = 0$ |

N\*T = 375 149, N = 15 025

Tous coefficients significatifs au seuil de 1%.

Sources : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

Ces résultats, relatifs à la seule génération 1946<sup>3</sup>, présentent des signes et valeurs cohérents, quel que soit l'estimateur utilisé. Le terme de premier ordre est positif, celui de second ordre est négatif et de plus faible amplitude. L'ensemble conduit donc à une courbe de forme classique, avec un salaire croissant avec l'expérience, mais de moins en moins nettement, jusqu'à atteindre un point de retournement. Mais le principal enseignement est l'écart significatif observé entre les différentes estimations, selon qu'elles prennent en compte (Within et MCQG) ou non (MCO) l'hétérogénéité non observée entre les individus.

<sup>3</sup> Des résultats de même nature sont obtenus dans le cas de la génération 1962.

Celle-ci apparaît donc très importante : la variable expérience ne saurait à elle seule rendre compte des écarts observés entre les niveaux des salaires individuels.

Deux voies peuvent être empruntées, afin de traiter de cette question de l'hétérogénéité non observée. La première consiste à introduire dans la fonction de gains d'autres caractéristiques explicites de l'individu (comme son genre) et de son environnement (comme le secteur où il exerce son activité). La seconde, plus novatrice, consiste à s'appuyer sur les résultats de la classification, présentés dans la partie précédente.

### 3.1 Un modèle étendu

Un grand nombre de formes étendues peuvent être trouvées dans la littérature sur les fonctions de gains. La forme générale la plus flexible s'écrit :

$$\text{Log}w_{it} = a_0 + a_1(\text{EXP}_{it}) + a_2(\text{EXP}_{it})^2 + \sum_{k=1}^K a_k X_{kit} + \sum_{k=1}^K a_{k1}(\text{EXP}_{it})X_{kit} + \sum_{k=1}^K a_{k2}(\text{EXP}_{it})^2 X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

Ainsi, l'effet d'une variable  $X_k$  peut simultanément s'exercer sur :

- la constante, soit le salaire de départ de l'individu (coefficients  $a_k$ ) ;
- la courbure de la fonction, et plus précisément le nombre d'année d'expériences nécessaires pour atteindre un éventuel retournement de la courbe.

L'inclusion de nouvelles variables peut donc influencer ainsi, non seulement le niveau du salaire initial, mais également l'effet (au premier comme au second ordre) de l'expérience sur le salaire reçu à un moment quelconque de la carrière. Dans notre cas, ces nouvelles variables sont :

- le genre : une variable indicatrice  $WOM$  égale à 1 pour une femme, à 0 sinon
- le statut : une variable indicatrice  $PROF$  égale à 1 pour un cadre, à 0 sinon
- le nombre d'années d'études  $NBYED$ , valant de -5 à 14,
- deux variables indiquant la présence d'une interruption d'activité, soit l'année observée (l'indicatrice  $INTYEAR_{it}$  vaut alors 1), soit à un moment quelconque de la carrière (l'indicatrice  $INTCAR_i$  vaut alors 1). Par *interruption* nous entendons n'importe quel événement (chômage, maladie...) ayant conduit à une durée annuelle effective d'activité inférieure à 6 mois.

Ainsi complété, le modèle devient :

$$\begin{aligned} \text{Log}w_{it} = & a_0 + a_1(\text{EXP}_{it}) + a_2(\text{EXP}_{it})^2 \\ & + a_{j0}WOM_i + a_{j1}(WOM_i)(\text{EXP}_{it}) + a_{j2}(WOM_i)(\text{EXP}_{it})^2 \\ & + a_{p0}PROF_{it} + a_{p1}(PROF_{it})(\text{EXP}_{it}) + a_{p2}(PROF_{it})(\text{EXP}_{it})^2 \\ & + a_eNBYED_i + a_{iy}INTYEAR_{it} + a_{ic}INTCAR_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Dans le cas de la génération 1946, les résultats sont classiques. La catégorie de référence est celle des hommes, non cadres, n'ayant jamais connu d'interruption de carrière. Les femmes sont moins payées et leur profil de carrière est plus plat, avec un retournement survenant plus tôt. Les cadres reçoivent un salaire plus élevé en début de carrière et leur courbe de carrière présente un potentiel de progression plus important. Enfin, le salaire de début de carrière est positivement lié au nombre d'années d'étude, avec une valeur plausible de la semi-élasticité (entre 0,15 et 0,20). Enfin, les interruptions de carrière exercent un effet significativement négatif sur le salaire, et ce, même lorsqu'elles surviennent à une autre période de la carrière.

Par ailleurs, entre la forme réduite et la forme étendue, les coefficients au premier et second ordre de l'expérience ont significativement varié. Le premier a augmenté de 0,046 à 0,120, pendant que le second était multiplié par 10, passant de -0,00022 à -0,00223. Ceci confirme la fragilité de l'estimation du seul modèle réduit sur toute la population, confirmée par le passage du  $R^2$  ajusté de 0,06 à 0,20. Certes les résultats obtenus à l'aide des différentes estimations diffèrent encore de manière significative, comme le confirme également le résultat obtenu en implémentant le test d'Hausman. Mais l'écart entre ces différentes estimations s'est considérablement réduit. Il subsiste donc encore de l'hétérogénéité non observée, mais celle-ci est désormais bien moindre. Les variables introduites, comme le genre, le statut, le capital humain ou l'existence d'accidents de carrière, expliquent donc une part importante, mais non la totalité, des différences de salaire observés au sein de cette génération 1946.

Tableau 4

## VARIABLE EXPLIQUÉE: LOG DU SALAIRE, INDIVIDU I, PÉRIODE T, GÉNÉRATION 1946

| <i>Estimateur</i>                       | <i>Mco</i>            | <i>Within</i>                           | <i>Mcqg</i>                               |
|---|-----------------------|---|---|
| <i>Variable</i>                         |                       |   |   |
| <i>Constante</i>                        | 8,869<br>(0,011)      |   | 8,867<br>(0,029)                          |
| <i>EXP</i>                              | 0,116<br>(0,001)      | 0,120<br>(0,001)                        | 0,120<br>(0,001)                          |
| <i>EXP<sup>2</sup></i>                  | -0,00217<br>(0,00004) | -0,00224<br>(0,00003)                   | -0,00223<br>(0,00003)                     |
| <i>WOMEN</i>                            | -0,106<br>(0,014)     |   | -0,196<br>(0,024)                         |
| <i>WOMEN*EXP</i>                        | -0,181<br>(0,002)     | -0,189<br>(0,002)                       | -0,188<br>(0,001)                         |
| <i>WOMEN*EXP<sup>2</sup></i>            | 0,00518<br>(0,00005)  | 0,00510<br>(0,00004)                    | 0,00511<br>(0,00004)                      |
| <i>PROFESSIONAL</i>                     | 1,384<br>(0,040)      | 0,996<br>(0,035)                        | 1,052<br>(0,034)                          |
| <i>PROP*EXP</i>                         | -0,027<br>(0,004)     | -0,034<br>(0,003)                       | -0,034<br>(0,003)                         |
| <i>PROF*EXP<sup>2</sup></i>             | -,00026<br>(0,00009)  | -,00050<br>(0,00008)                    | -,00049<br>(0,00008)                      |
| <i>NBYED (Nb Years<br/>Schooling)</i>   | 0,024<br>(0,00091)    |   | 0,015<br>(0,00304)                        |
| <i>INTCAR (Interruption<br/>Career)</i> | -0,426<br>(0,007)     |   | -0,448<br>(0,030)                         |
| <i>INTYEAR (Interruption<br/>Year)</i>  | -0,313<br>(0,019)     | -0,239<br>(0,015)                       | -0,241<br>(0,015)                         |
| <i>R<sup>2</sup> corrected</i>          | 0,2040                | 0,1875                                  | 0,1954                                    |
| <i>Tests</i>                            |                       | F= 19,03<br>(All $u_i = 0$ )<br>$p = 0$ | Hausman = 758,60<br>(FE vs RE)<br>$p = 0$ |

N\*T = 375 149, N = 15 025

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Sources : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

Les résultats obtenus dans le cas de la génération 1962 sont de même nature. Lorsqu'on les compare avec ceux de la forme réduite correspondante, on s'aperçoit qu'une part significative, mais non la totalité, de l'hétérogénéité entre individus a été contrôlée par l'introduction de ces nouvelles variables.

Mais, il est également intéressant de comparer les profils de carrière à 16 ans d'intervalle. Bien évidemment, le salaire de départ est plus élevé, et ramené en niveau, il passe de 4 402 à 6 574 euros par an. Mais les coefficients de l'expérience ont eux aussi varié : le coefficient au premier ordre est tombé de 0,120 à 0,090, tandis que la valeur absolue du second a augmenté de 0,00224 à 0,00267. La courbe de gains démarre désormais plus haut mais s'aplatit et se retourne plus vite : après 17 ans, contre 27 pour la génération 1946. Par ailleurs, l'effet des autres variables a aussi changé. L'effet négatif du genre sur le salaire initial est devenu plus important, celui, positif, du statut cadre est désormais plus faible, tandis que le rendement de l'éducation a augmenté de 0,024 à 0,032.

Tableau 5

## VARIABLE EXPLIQUÉE : LOG DU SALAIRE, INDIVIDU I, PÉRIODE T, GÉNÉRATION 1962

| Estimateur                      | Mco                   | Within  | Mcqg                                    |
|---------------------------------|-----------------------|---|---|
| Variable                        |                       |   |   |
| Constante                       | 9,391<br>(0,019)      |   | 9,402<br>(0,044)                        |
| EXP                             | 0,086<br>(0,003)      | 0,090<br>(0,003)                              | 0,090<br>(0,003)                        |
| EXP <sup>2</sup>                | -0,00251<br>(0,00017) | -0,00267<br>(0,00013)                         | -0,00267<br>(0,00013)                   |
| WOMEN                           | -0,653<br>(0,020)     |   | -0,744<br>(0,027)                       |
| WOMEN*EXP                       | -0,237<br>(0,005)     | -0,271<br>(0,004)                             | -0,269<br>(0,004)                       |
| WOMEN*EXP <sup>2</sup>          | 0,01068<br>(0,00025)  | 0,01293<br>(0,00019)                          | 0,01279<br>(0,00019)                    |
| PROFESSIONAL                    | 1,112<br>(0,051)      | 0,581<br>(0,046)                              | 0,735<br>(0,045)                        |
| PROP*EXP                        | 0,062<br>(0,011)      | 0,049<br>(0,009)                              | 0,047<br>(0,009)                        |
| PROF*EXP <sup>2</sup>           | -,00344<br>(0,00051)  | -,00303<br>(0,00041)                          | -,00314<br>(0,00040)                    |
| NBYED (Nb Years<br>Schooling)   | 0,032<br>(0,00170)    |   | 0,028<br>(0,00387)                      |
| INTCAR (Interruption<br>Career) | -0,342<br>(0,014)     |   | -0,377<br>(0,043)                       |
| INTYEAR (Interruption<br>Year)  | Ns                    | ns  | ns                                      |
| R <sup>2</sup> corrected        | 0,1357                | 0,1234  | 0,1954                                  |
| Tests                           |                       | F= 12,38<br>(All u <sub>i</sub> = 0)<br>p = 0 | Hausman = 730,60<br>(FE vs RE)<br>p = 0 |

N\*T = 293 082, N = 20 929.

Tous coefficients significatifs au seuil de 1%.

Sources : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

## 3.2. Estimations de fonctions de gains par classes d'individus

La classification issue de l'analyse présentée dans la partie 4 est désormais utilisée, comme moyen de réduire l'hétérogénéité non observée entre individus. 10 estimations de la forme réduite ont été réalisées, une pour chaque classe de population  $k$  ( $k = 1, \dots, 10$ ) :

$$\text{Log}W_{it} = f_k(\text{EXP}) = a_{k0} + a_{k1}\text{EXP}_{it} + a_{k2}(\text{EXP}_{it})^2 + u_i + \varepsilon_{it}$$

Les trois estimateurs usuels (MCO, Within, MCQG) ont été utilisés et un test d'Hausman a été effectué pour tester l'hypothèse d'indépendance entre les variables explicatives (ici  $\text{EXP}$ ) et  $u_i$  la composante individuelle du terme d'erreur. Dans presque tous les cas, l'hypothèse d'indépendance est rejetée et les estimations en MCQG et MCO sont biaisées. L'utilisation de variables instrumentales (Cornwell et Rupert 1988) est ici rendue délicate par le nombre réduit de régresseurs, l'estimation en Within est donc la seule utilisable, l'estimation en MCQG fournit d'ailleurs des résultats très proches. Les résultats reportés dans le tableau 3 sont donc ceux obtenus en utilisant cet estimateur. Le modèle estimé s'écrit donc :

$$\text{Log}W_{it} = f_k(\text{EXP}) = a_{k0} + a_{k1}\text{EXP}_{it} + a_{k2}(\text{EXP}_{it})^2 + \sum_{i=1}^N a_i D_i + \varepsilon_{it}$$

Les  $D_i$  sont des indicatrices propres à chaque individu et invariantes dans le temps. Sans commenter ici le résultat de chaque classe en particulier, quelques commentaires généraux peuvent être formulés. Deux

classes (1 et 9) présentent des formes non attendues de courbes de gains, tandis que toutes les autres sont classiques, avec un coefficient de l'expérience négatif au premier ordre et positif (et beaucoup plus petit) au second. Des différenciations significatives apparaissent entre les classes, le salaire de départ varie de 1 572 à 7 332 euros. Le coefficient au premier ordre varie de 0,0356 à 0,1487 et celui du second ordre de 0 à 0,0069. Un éventuel point d'inflexion survient après une période qui va de 26 à 55 ans.

D'un point de vue économétrique, il est important d'évaluer la façon dont l'hétérogénéité non observée est réduite lorsque l'on passe de la population totale à chacune des classes. Le test d'Hausman peut en constituer un moyen. Lorsque le test d'Hausman accepte (ou rejette à un seuil assez élevé) l'hypothèse d'indépendance entre les variables et la composante individuelle du terme d'erreur, ceci signifie que la plus grosse part de l'hétérogénéité non observée a été contrôlée. L'examen du tableau 3 montre que la situation diffère selon les classes. Dans certains cas (classes 10, 8 et à un certain degré 7) l'hétérogénéité résiduelle est faible. Dans d'autres cas (3, 4, 5), elle demeure élevée. Notons qu'il semble apparaître une relation positive entre le niveau de salaire moyen et l'hétérogénéité résiduelle de la classe.

*Tableau 6*  
**VARIABLE EXPLIQUÉE : LOG DU SALAIRE, INDIVIDU I, PÉRIODE T**  
**ESTIMATIONS PAR CLASSES, GÉNÉRATION 1946**

| <i>Variable</i>                      | C        | EXP       | EXP <sup>2</sup> |
|--------------------------------------|----------|-----------|------------------|
| <i>Classe1 (N = 1255 NT = 36605)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,202094 | -,0581925 | ,0028056         |
| <i>FE</i>                            |          | -,0690857 | ,0031963         |
| <i>RE</i>                            | 8,17437  | -,0680994 | ,0031608         |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 32,00 (0,00)     |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,06     | 0,06      | 0,06             |
| <i>Classe2 (N = 1635 NT = 58260)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,33938  | ,1057343  | -,0018066        |
| <i>FE</i>                            |          | ,1024258  | -,0016804        |
| <i>RE</i>                            | 8,33536  | ,1028459  | -,0016969        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 242,76 (0,00)    |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,24     | 0,24      | 0,24             |
| <i>Classe3 (N = 1064 NT = 39452)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,494897 | ,1170206  | -,0020325        |
| <i>FE</i>                            |          | ,1148623  | -,0019457        |
| <i>RE</i>                            | 8,494468 | ,1152184  | -,0019604        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 600,02 (0,00)    |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,42     | 0,42      | 0,42             |
| <i>Classe4 (N = 1329 NT = 46558)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,696532 | ,1241911  | -,0023545        |
| <i>FE</i>                            |          | ,1217719  | -,0022625        |
| <i>RE</i>                            | 8,701945 | ,1222388  | -,0022804        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 288,32 (0,00)    |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,43     | 0,43      | 0,43             |
| <i>Classe5 (N = 1462 NT = 53301)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,772339 | ,1553164  | -,0029011        |
| <i>FE</i>                            |          | ,1487369  | -,0026242        |
| <i>RE</i>                            | 8,788091 | ,1492261  | -,0026456        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 334,47 (0,00)    |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,55     | 0,55      | 0,55             |
| <i>Classe6 (N = 2441 NT = 69532)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,483643 | ,0398007  | ns               |
| <i>FE</i>                            |          | ,0356359  | ns               |
| <i>RE</i>                            | 8,423309 | ,0360221  | ns               |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 14,57 (0,00)     |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,04     | 0,04      | 0,04             |
| <i>Classe7 (N = 2366 NT = 28216)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,363711 | ,0690021  | -,0009138        |
| <i>FE</i>                            |          | ,0731252  | -,0010802        |
| <i>RE</i>                            | 8,273677 | ,0713294  | -,0010322        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 8,55 (0,01)      |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,05     | 0,05      | 0,05             |
| <i>Classe8 (N = 208 NT = 2031)</i>   |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 8,541141 | ,0587649  | -,0006876        |
| <i>FE</i>                            |          | ,055888   | -,0005016        |
| <i>RE</i>                            | 8,470943 | ,0563919  | -,0005355        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 0,14 (0,93)      |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,04     | 0,04      | 0,04             |
| <i>Classe9 (N = 2654 NT = 35747)</i> |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 9,06675  | -,2927133 | ,008559          |
| <i>FE</i>                            |          | -,2431964 | ,0069202         |
| <i>RE</i>                            | 8,879024 | -,2482739 | ,0070964         |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 66,31 (0,00)     |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,09     | 0,09      | 0,09             |
| <i>Classe10 (N = 591 NT = 8507)</i>  |          |           |                  |
| <i>MCO</i>                           | 7,37443  | ,1236993  | -,0012256        |
| <i>FE</i>                            |          | ,1332191  | -,0016957        |
| <i>RE</i>                            | 7,289504 | ,1307758  | -,0016139        |
| <i>Hausman: FE/RE (proba)</i>        |          |           | 3,93 (0,14)      |
| <i>R<sup>2</sup></i>                 | 0,07     | 0,07      | 0,07             |

Tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.

Sources : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

## Conclusion

Ce travail, issu d'une collaboration entre chercheurs et l'Agirc-Arrco, exploite le panel EIC2003 de la DREES constitué de 135 000 salariés entrés dans la vie active de 1960 à 2001.

Dans un premier temps, nous avons construit une typologie des carrières en 10 classes pour les générations 1946 et 1962. Cette typologie confirme les résultats des travaux empiriques sur les carrières salariales. Une convergence des carrières salariales entre hommes et femmes est constatée. Pour la génération du début du baby boom, le modèle (masculin) de la carrière longue et continue du salarié du secteur privé s'oppose à celui d'une carrière (féminine) brève où le retrait du marché du travail s'effectue précocement. En revanche, pour la génération 1962, entrée sur le marché du travail à partir de 1980, les femmes sont de moins en moins souvent inactives comme l'atteste la baisse de la part des classes 9 et 10 et leurs carrières sont de plus en plus continues. Les trajectoires salariales des hommes et des femmes semblent de ce fait converger, toutefois pas dans le sens de la carrière continue mais vers un parcours plus discontinu, comme le montre le poids croissant de la classe 6 (25 % de la génération) où les carrières longues dans le secteur privé sont entrecoupées de nombreux accidents au fil des années.

Dans le même temps les inégalités entre hommes et femmes persistent, voire même se renforcent. Dans le cas des carrières continues dans le secteur privé, le lien à l'emploi des femmes se distend plus que celui des hommes. La part des femmes dans la classe 1 où les salaires sont les plus faibles progresse légèrement et atteint plus de 80 %.

L'utilisation des équations de salaire renforce ces constatations. Même si les résultats doivent être analysés avec prudence, on peut observer que le niveau estimé du premier salaire présente une discrimination entre genres plus élevée pour la génération 1962. Les autres résultats montrent que, si le premier salaire est plus élevé pour les salariés nés en 1962 que pour ceux nés en 1946, les courbes sont maintenant plus plates et le point de retournement arrive plus tôt. Enfin, l'analyse typologique est utilisée comme moyen complémentaire pour réduire l'hétérogénéité inobservée entre les individus. 10 estimations de la forme réduite de la fonction de gains sont réalisées pour chaque sous-population. Les résultats diffèrent selon le groupe. Dans certains cas, l'hétérogénéité au sein de la classe est considérablement réduite, en particulier pour les carrières les plus courtes dans le secteur privé. Dans d'autres cas, la population de la classe reste largement hétérogène. Une piste intéressante est que l'hétérogénéité semble positivement corrélée au salaire moyen de la classe.

## Bibliographie

Berton F., Huiban J.-P. & Nortier F. (2008a), « Les carrières salariales françaises du privé sur longue période : effets de l'éducation, de l'ancienneté et des ruptures », in B. Cart *et alii*, *Derrière les diplômés et les certifications, les parcours de formation et leurs effets sur les parcours d'emploi*, Céreq, Relief n° 24, p. 371-384.

Berton F., Huiban J.-P. & Nortier F. (2008b), « Long Run French Careers in the Private Sector », Communication au séminaire scientifique international de la Caisse des dépôts et consignation, Bordeaux 17 novembre, 28 p.

Briard K (2007), « Profils-type des salariés du secteur privé : approche par une classification des carrières », *Économie et Prévision*, n° 180-181, 2007/4-5, p. 59-85.

Buchinsky M., Fougère D. & Kramarz F. (1998), « La mobilité salariale en France : 1967-1987 », *Revue économique*, vol. 49, n° 3, p. 879-890.

Castilla EJ. (2008) « Gender, Race and Meritocracy in Organizational Careers » *American Journal of Sociology*, vol. 113, n° 6, p. 1479-1526.

Colin C., El Mekkaoui de Freitas N. & Michaudon H. (2004) « Comment mesurer les droits acquis à la retraite en France : la création de l'Échantillon inter-régimes de cotisants », *Courrier des statistiques* n° 111, septembre, p. 19-29.

Cornwell C. & Rupert P. (1988), « Efficient Estimation with Panel data : an empirical comparison of instrumental Variables estimators », *Journal of Applied Econometrics*, 3, p. 149-155.

Debrand T. & Privat A.G. (2002), « L'évolution des carrières salariales au cours des cinquante dernières années », *Retraite et Société*, n° 36, p. 188-201.

Eustache D. & Guillotin Y. (1995), « Analyse longitudinale et nouvelle politique de rémunération : un premier exemple » Communication présentée au XLIV<sup>e</sup> Congrès annuel de l'AFSE, septembre, 18 p.

Grelet Y. (2002), « Des typologies de parcours. Méthodes et usages », Céreq, Notes de travail Génération 92, n° 20, juillet, 47 p.

Koubi M. (2002), « Éléments de caractérisation des carrières salariales des générations nées entre 1908 et 1980 », Insee, Série des documents de travail de la Direction des statistiques démographiques et sociales n° F0205, septembre.

L'Horty Y. (2007), « Des hausses du Smic en trompe l'œil entre 1999 et 2006 », *Connaissance de l'emploi, le Quatre Pages du CEE*, n° 43, juin.

Meurs D. & Ponthieux S. (2006), « L'écart des salaires entre les hommes et les femmes peut-il encore baisser ? », *Économie et Statistique*, n° 398-399, p. 99-129.

Mincer J. (1958), « Investments in human capital and personal income distribution », *The Journal of Political Economy*, 66(4), p. 281-302.

Nakache J.-P., Confais J. (2005), *Approche pragmatique de la classification*, Technip, 256 p.

Nortier F. & Rass C. (2006), « Les carrières s'aplatissent », Dossier Retraités et retraite 2005-2025, Retraite complémentaire Agirc-Arrco, 1<sup>er</sup> trim 2006, 20 p.