

CONSEIL D'ORIENTATION DES RETRAITES  
Séance plénière du 18 juin 2008 - 9 h 30  
« Carrières et retraites »

<b>Document N°8</b>
<i>Document de travail, n'engage pas le Conseil</i>

## **Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000**

*Malik Koubi*  
*Economie et Statistique n°369-370, 2003*

# Les carrières salariales par cohorte de 1967 à 2000

**Malik Koubi\***

---

L'évolution des salaires individuels peut être décomposée en trois : les évolutions communes à toute l'économie (effet de date), celles liées au cycle de vie (effet d'âge) et celles propres à chaque cohorte (effet de cohorte). L'effet de cohorte est mesuré par le salaire permanent, égal à la moyenne des salaires perçus par les individus appartenant à cette cohorte.

D'une cohorte à l'autre, le salaire permanent a augmenté jusqu'aux cohortes nées au début des années quarante, puis il a ensuite baissé jusqu'à la cohorte née en 1956. Depuis, la baisse de la rémunération annuelle perçue est principalement due à la baisse du nombre de jours travaillés par année et au développement des formes particulières d'emploi. Elle est beaucoup plus sensible chez les hommes que chez les femmes. Contrairement aux hommes, ces dernières continuent à bénéficier d'un effet de cohorte favorable.

Dans les générations nées après 1950, l'équilibre de naguère entre la progression du salaire avec l'âge et la rémunération des nouveaux entrants a été rompu. La rémunération de ces générations en début de vie active s'est dégradée, mais ce recul a été compensé par une progression plus rapide en début de carrière.

Ce nouvel équilibre s'accompagne, par ailleurs, d'une différenciation plus grande des trajectoires individuelles au sein des cohortes. Ces divergences de parcours entre salariés concernent plus la progression des rémunérations que leur niveau. Alors que la dispersion des carrières salariales avait régulièrement diminué de la cohorte 1938 à la cohorte 1954, les itinéraires sont à nouveau de plus en plus différenciés depuis la cohorte 1956, arrivée sur le marché de l'emploi à la fin des « trente glorieuses ».

---

\* Malik Koubi appartient à la division Salaires et revenus d'activité de l'Insee.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les parcours salariaux sont infiniment plus diversifiés que les salaires observés à un instant donné. Le temps est en effet une source de différenciation entre les parcours des salariés, dont les trajectoires divergent au gré des décisions individuelles ou des événements qui jalonnent leur devenir professionnel. Pour autant, une carrière salariale n'est pas la simple juxtaposition de salaires qui se suivraient de manière aléatoire. Elle fait généralement preuve d'une certaine cohérence traduisant les constantes propres à l'histoire professionnelle de l'individu. C'est Mincer qui a formalisé le premier cette cohérence temporelle des carrières salariales, en faisant l'hypothèse que les progressions salariales étaient liées aux décisions des agents en matière de formation. Cette dernière peut être considérée comme un investissement qui améliore les capacités productives du salarié dont le salaire constitue le rendement final. Mincer montre ainsi que le salarié a intérêt à concentrer préférentiellement ses efforts de formation en début de carrière. Le profil salarial d'ensemble peut ainsi être relié aux caractéristiques individuelles des salariés et à leur histoire professionnelle. La notion de carrière salariale fait aussi référence à une certaine institutionnalisation par les employeurs des carrières de leurs salariés. Dans un but d'incitation et de fidélisation de leurs salariés, les entreprises ont en général intérêt à aménager des progressions régulières de salaire avec l'âge, qui ne reflètent pas exactement l'évolution conjointe de la productivité des salariés.

Dans l'approche inter-temporelle des carrières adoptée, la date de naissance d'un salarié joue un rôle déterminant sur son profil salarial. Les salariés nés la même année partagent un ensemble de déterminants qui influencent leurs parcours professionnels. Issus du même système scolaire, ils ont également subi les mêmes chocs économiques aux mêmes moments de leur cycle de vie et se trouvent ainsi avoir en commun, du fait même de leur appartenance à une même cohorte (1), des trajectoires en partie similaires, comme c'est déjà visible sur la structure des cohortes (2). Aussi compare-t-on les carrières salariales des cohortes de salariés qui se sont succédées sur le marché de l'emploi entre 1967 et 2000. Une décomposition des évolutions salariales selon des effets de période, d'âge et de cohorte permet de décrire finement les carrières salariales individuelles : quelques paramètres rendent compte de la forme de la carrière de chaque salarié et des variations de son salaire. On peut ensuite mesurer les différences de parcours existant en moyenne entre les cohortes,

mais aussi, au sein de celles-ci, entre les parcours des salariés qui les composent.

La notion de salaire permanent caractérise chaque cohorte. Elle permet de mesurer la part de l'évolution des salaires qui est imputable à l'appartenance à une cohorte. À cet « effet de cohorte » se surajoute un profil par âge, calculé en moyenne sur toutes les cohortes : la variation du salaire résulte de la composition de ces deux effets. Ce profil peut d'ailleurs ne pas être le même pour les hommes et pour les femmes. Il est susceptible de déformations d'une cohorte à l'autre, la progression du salaire en début, milieu et fin de carrière pouvant être affectée de variations sensibles. La dispersion des salaires au sein d'une même cohorte est également une caractéristique sujette à évolution d'une cohorte sur l'autre. Enfin, d'une cohorte à l'autre, les profils salariaux peuvent évoluer différemment selon les caractéristiques des salariés (catégorie sociale, conditions d'emploi, secteur d'activité, région, sexe, etc.). Telles sont les questions soulevées par l'analyse inter-temporelle présentée dans cet article.

#### **Effets de date, d'âge et de cohorte, et carrières « relatives »**

Pour comparer les carrières salariales de salariés ayant vécu à des époques différentes, il est nécessaire de prendre en compte les effets de date et d'âge. Les effets de date modélisent l'évolution annuelle de l'ensemble des salaires de l'économie. Tenir compte de cette évolution est nécessaire en dehors des situations de croissance équilibrée, afin de séparer, dans l'évolution du salaire d'un individu donné, ce qui tient à l'évolution générale commune à tous les salariés, et celle qui lui est propre. Les chocs économiques ont en effet un impact considérable sur les carrières salariales. Ainsi, après le ralentissement économique de la fin des années 1970, le rythme de croissance du salaire s'est infléchi au sein de chaque cohorte, ce que l'on peut constater lorsqu'on représente l'évolution du salaire moyen de chaque cohorte en euros constants (cf. graphique I). Dans la mesure où l'on s'intéresse aux spécificités salariales de chaque cohorte de salariés, les carrières salariales doivent être purgées des chocs affectant l'économie dans son ensemble. C'est pourquoi le

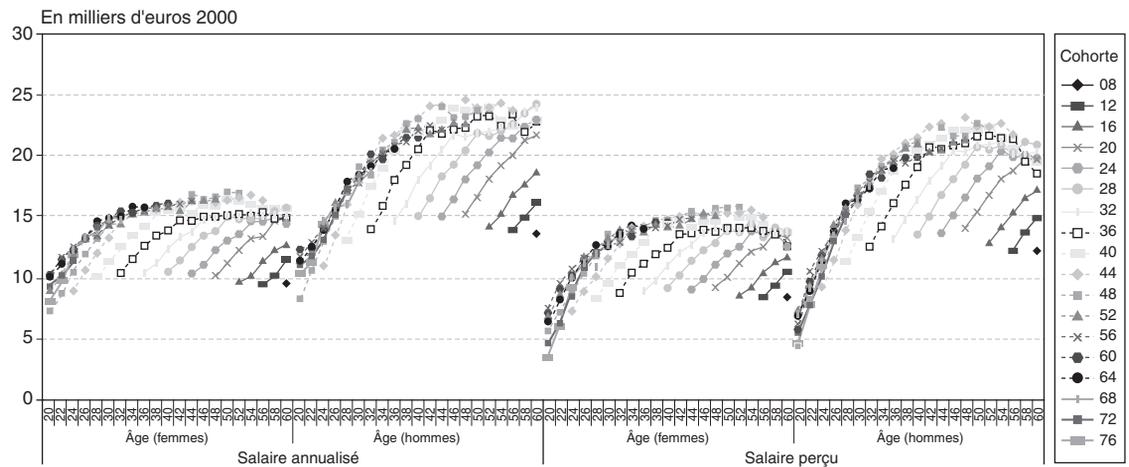
1. On utilisera indistinctement le terme de cohorte ou celui de génération.

2. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

salaires sera systématiquement déflaté par le salaire moyen de l'économie à la date observée : sauf indication contraire, l'analyse portera sur ce *salaires relatif* (Lollivier et Payen, 1990), robuste aux chocs économiques globaux. Les profils salariaux sont de cette façon évalués en écart au « tapis roulant » qui entraîne l'ensemble des salaires. Le salaire relatif est bien adapté à la comparaison des cohortes car il mesure la position dans la hiérarchie salariale. Il semble à cet égard un indicateur plus pertinent que l'indicateur habituel (salaire déflaté par les prix), qui mesure pour sa part un pouvoir d'achat. Les carrières « relatives » (exprimées en pourcentage du salaire moyen) ont de bonnes propriétés for-

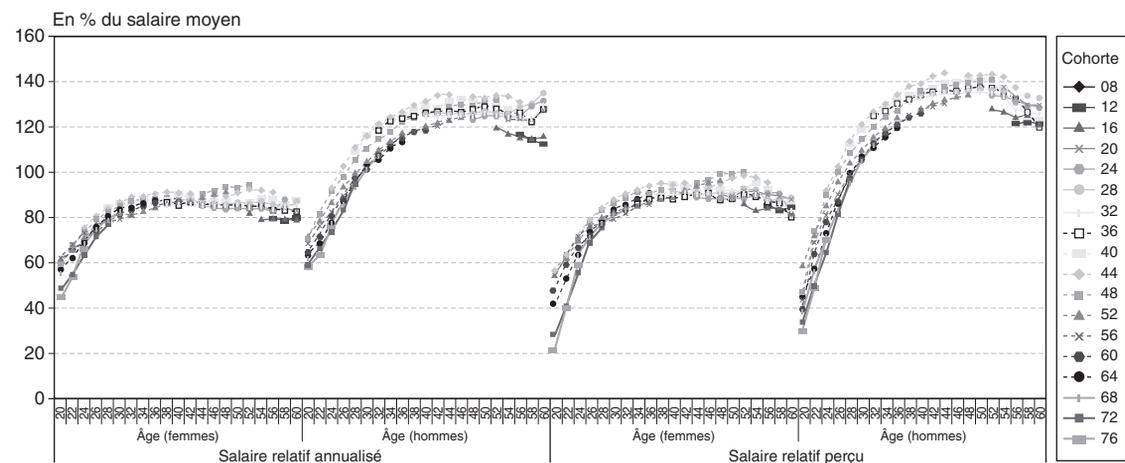
nelles. Elles sont plus lisses que les carrières en euros constants car elles sont peu affectées par les changements importants de régime de croissance de l'économie. Ainsi, alors que le ralentissement économique de la fin des années 1970 introduit une hétérogénéité entre les carrières en euros constants des différentes cohortes, les carrières relatives ne sont, elles, que peu affectées par ces chocs (cf. graphique II). Cette robustesse aux chocs globaux se prête davantage aux comparaisons d'une cohorte à l'autre, la forme des carrières relatives étant plus stable dans le temps. À l'appui de ce constat, on peut montrer que le salaire moyen possède la propriété formelle d'être, parmi tous les déflateurs possibles,

**Graphique I**  
**Carrières moyennes par cohortes en euros constants (salaire réel)**



Lecture : le salaire pris en compte est le salaire net imposable.  
Champ : salariés du secteur privé.  
Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

**Graphique II**  
**Salaires relatifs par cohorte et par âge**



Lecture : le salaire relatif est le salaire net imposable rapporté à sa moyenne de l'année sur l'ensemble de l'économie.  
Champ : salariés du secteur privé.  
Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

celui qui minimise l'écart entre les carrières salariales des différentes cohortes.

La comparaison des cohortes doit également tenir compte de l'évolution du salaire avec l'âge, qui caractérise toute carrière salariale. L'effet d'âge se comprend comme le profil de carrière du salarié : à tel âge ou avec telle expérience, on est plus ou moins rémunéré qu'à tel autre âge. L'effet d'âge peut être considéré comme un résumé des transformations qui se produisent tout au long du cycle de vie professionnel et qui constituent la matière de la carrière salariale. Tenir compte de cet effet est d'autant plus nécessaire que, sur la période étudiée, toutes les cohortes ne sont pas observées au même moment de leur cycle de vie. Ne pas tenir compte de cette hétérogénéité introduite par les données fausserait la comparaison. L'importance accordée aux effets de date, d'âge et de cohorte est justifiée par leur pouvoir explicatif : joints aux effets croisés d'âge et de cohorte, ils expliquent trois quarts de la variation du salaire sur la période étudiée.

### Disposer d'un panel

Pour pouvoir identifier les effets de date, d'âge et de cohorte, il est nécessaire de disposer d'un panel permettant de reconstituer les carrières salariales individuelles. Les salariés dont le parcours est suivi sont issus d'un échantillon au 1/25<sup>e</sup> des déclarations annuelles de données sociales (DADS). Les données utilisées couvrent la période allant de 1967 à 2000 (3). Les principales variables observées chaque année sont le salaire net imposable, la durée travaillée dans l'année exprimée en nombre de jours (4), la catégorie sociale, la condition d'emploi et des indications géographiques et sectorielles. L'effectif comprend au total 1 780 000 salariés, dont 750 000 femmes et 1 030 000 hommes, et 31 points annuels.

### Un effet d'âge supposé commun à toutes les cohortes

Dans un premier temps, on compare les carrières moyennes des différentes cohortes de salariés à l'aide d'un indicateur simple qui mesure la position moyenne que chacune d'elle a occupée durant sa carrière dans la hiérarchie des salaires de l'économie, cette hiérarchie étant considérée sur l'ensemble de la période d'observation. Du fait que l'on n'observe qu'une partie de la carrière de chaque cohorte, partie qui n'est

de surcroît pas la même pour toutes les cohortes, il est nécessaire de calculer les différences salariales simplement dues à l'âge, afin de les éliminer de la comparaison. Incorporer cet effet d'âge dans la comparaison induirait en effet un biais, dû au fait que certaines cohortes sont observées au cours des meilleures années de leur carrière alors que d'autres le sont au cours de leurs plus mauvaises. Pour raisonner à âge égal, la solution la plus naturelle consiste à supposer que l'effet de l'âge est le même pour toutes les cohortes (5). On évalue cet effet d'âge moyen afin d'en corriger les carrières observées, pour pouvoir comparer les différentes cohortes à âge égal.

### Des carrières plus favorables pour les salariés nés dans les années quarante

Une première estimation du salaire permanent a été faite pour les salariés à temps plein et en considérant le salaire annualisé. Pour cette estimation, trois phases apparaissent nettement dans l'évolution du salaire permanent des cohortes (cf. graphique III-A). Le salaire permanent a progressé de la cohorte née en 1916 jusqu'à la cohorte née en 1942, puis a baissé progressivement jusqu'à la cohorte née en 1956. Pour les cohortes suivantes, le salaire permanent stagne ou progresse légèrement. Cette évolution est en accord avec les résultats de Lollivier et Payen (1990), tout au moins sur la période couverte par leur étude, qui allait jusqu'en 1982 et concernait les cohortes nées de 1904 à 1960. Elle est également cohérente avec l'évolution de la structure par qualification des cohortes (6).

La prise en compte de la durée de paie et des salariés non à temps plein modifie l'estimation de cette évolution pour les cohortes nées après 1956 (7). Ces différences s'expliquent par l'évo-

3. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ». Il y a cependant des années qui manquent dans les fichiers des DADS : il s'agit des années 1981, 1983, et 1990, en raison de la coïncidence de ces années avec le traitement des recensement de la population.

4. Le nombre d'heures travaillées dans l'année n'est disponible que depuis 1993.

5. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

6. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

7. Les courbes relatives aux différentes estimations ont été mises sur le même graphique par commodité. Elles ne peuvent être comparées entre elles, car elles correspondent à des décompositions distinctes en effets de date, d'âge et de cohorte. Chacune de ces décompositions n'est de plus définie qu'à une constante additive près, constante qu'on peut toujours retrancher à l'ensemble des effets d'âge pour l'ajouter à l'ensemble des effets de cohorte. Chacune des courbes n'a de sens qu'en évolution.

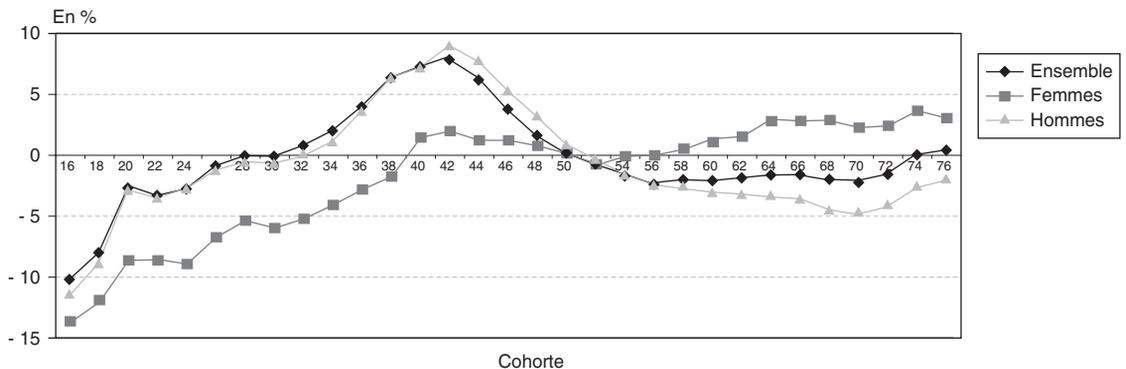
lution de la durée de paie et par le développement des conditions d'emploi particulières qui n'ont pas affecté de la même manière toutes les classes d'âge (8). Ainsi, l'activité non à temps plein est nettement plus représentée en début de carrière parmi les salariés nés après 1950 et en

fin de carrière parmi les salariés nés après 1928 que dans les autres cohortes. De même, le nombre de jours rémunérés annuellement a forte-

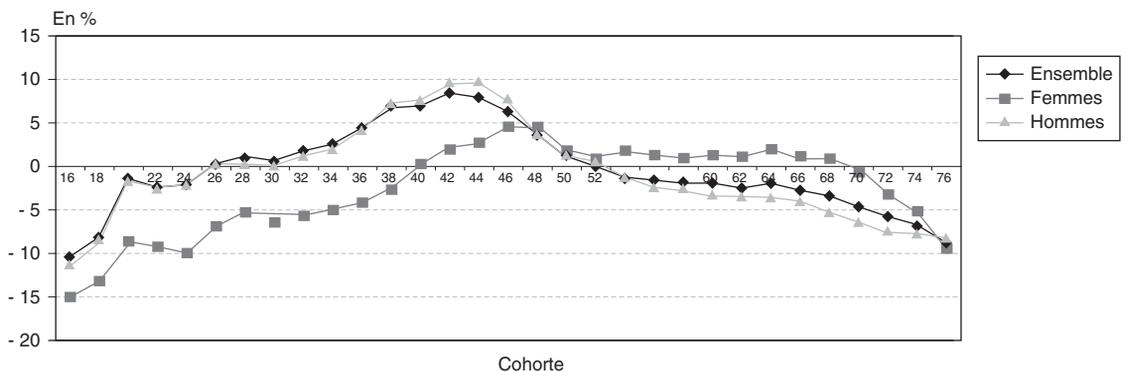
8. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

Graphique III  
Salaire permanent par cohorte

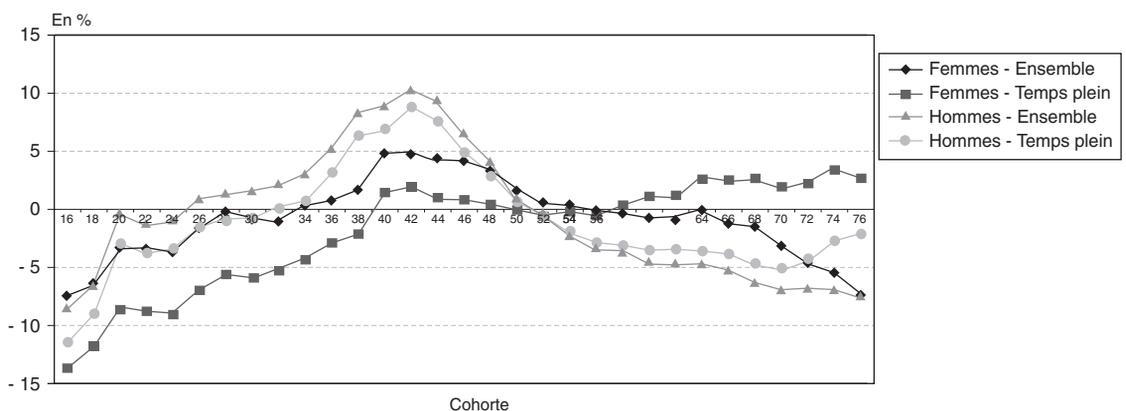
**A - Salaire annualisé permanent (salariés à temps plein)**



**B - Salaire perçu permanent (salariés à temps plein seulement)**



**C - Salaire annualisé permanent (ensemble du champ y compris salariés non à temps plein)**



Lecture : on a porté en ordonnée des écarts de salaire permanent à une référence fixée pour chaque courbe, mais éventuellement différente d'une courbe à l'autre. La différence entre les ordonnées des points appartenant à une même courbe représente des écarts de salaire permanent en %. Ainsi (graphique A, courbe de l'ensemble), la cohorte née en 1942 a un salaire annualisé permanent (net des effets de date et d'âge) de huit points supérieur à celui de la cohorte née en 1930.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein (graphiques A et B), salariés du secteur privé y compris non à temps plein (graphique C).  
Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

ment baissé pour les cohortes nées après 1950, baisse qui a concerné surtout le début de carrière.

Les autres estimations consistent donc d'une part à étendre l'estimation aux salariés non à temps plein et d'autre part à considérer le salaire perçu (qui est sensible à la durée de paie) au lieu du salaire annualisé. L'élargissement du champ aux conditions d'emploi particulières pèse ainsi sensiblement sur le revenu permanent des cohortes nées après 1964, et particulièrement pour les femmes (cf. graphique III-C). Par ailleurs, le salaire perçu a tendance à diminuer au fil des cohortes (cf. graphique III-B), alors que le salaire annualisé se maintient. Le recul des cohortes récentes dans la hiérarchie des salaires s'explique donc surtout par la baisse importante du nombre de jours travaillés en début de carrière ainsi que par la multiplication des formes d'emploi particulières. En revanche, le taux de salaire journalier se maintient, ou augmente même légèrement pour les cohortes récentes.

La conjoncture en début de carrière semble également avoir un effet durable sur l'ensemble de la carrière. Ainsi, c'est la cohorte née en 1956, qui débute sa carrière à la fin des années 1970, qui a le salaire permanent le plus bas. Le recul observée entre les cohortes 1944 et 1952 tient peut-être à l'augmentation de la taille des cohortes dont Berger (1989) montre, sur données américaines, qu'elle pourrait avoir un effet sur les carrières salariales. La cohorte née en 1944 est en effet précisément à la charnière entre les cohortes peu nombreuses nées avant la guerre et les générations du *baby-boom*. La baisse du rendement apparent du diplôme, qui résulte d'une plus grande offre de travail qualifié, conduirait les cohortes plus nombreuses à faire moins d'investissements en formation. Elles seraient donc moins qualifiées et auraient de ce fait des profils de carrière moins ascendants. La part du recul du salaire permanent imputable à ce phénomène est cependant beaucoup moins importante dans le cas de la France. En effet, les différences d'effectif entre les cohortes y sont de bien moindre ampleur qu'aux États Unis.

Le salaire permanent évolue différemment d'une cohorte à l'autre selon les catégories de salariés. Ainsi, la stabilisation du salaire annualisé depuis la cohorte née en 1956 est largement due à une amélioration substantielle de la situation des femmes exerçant leur activité à temps plein. En revanche, l'effet de la cohorte sur le salaire perçu leur est moins favorable, car leur durée moyenne de travail a plus diminué en début de carrière que

celle des hommes (9). Au total, entre la cohorte née en 1956 et celle née en 1976, les femmes à temps plein voient leur salaire relatif annualisé progresser de 4 % et les hommes à temps plein de 1 %. En revanche, le salaire relatif annualisé de l'ensemble des femmes (y compris les salariées non à temps plein) baisse de 7 % et celui des hommes baisse de 4 %.

### **Après 30 ans, les femmes rattrapent une partie de leur retard salarial**

L'estimation précédente permet également de calculer un effet d'âge moyen, qui mesure, en moyenne sur toutes les cohortes, la façon dont le salaire progresse tout au long du cycle de vie (cf. graphique IV). L'augmentation du salaire relatif est forte en début de carrière, puis ralentit. Pour un salarié moyen, le salaire relatif progresse de 25 % entre 20 et 30 ans (le salaire nominal progresse donc de 25 points de plus que le salaire moyen), de 7 % entre 30 et 50 ans et diminue de 2 % entre 50 et 60 ans (le salaire augmente alors moins vite que le salaire moyen).

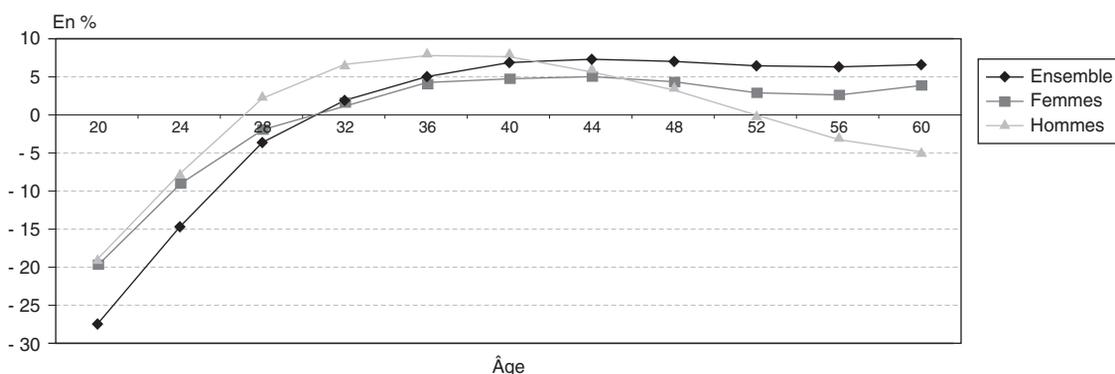
Cette évolution moyenne cache en réalité des évolutions très diverses selon les catégories de salarié considérée, qui n'ont pas toutes le même cycle de vie professionnel ni le même profil de salaire. Toutes cohortes confondues, il existe en particulier des différences importantes de profil salarial entre les hommes et les femmes. Durant leur carrière, le salaire des femmes croît plus régulièrement que celui des hommes (cf. graphique IV). Il augmente moins vite que celui des hommes en début de carrière, ce qui est conforme aux estimations de Le Minez et Roux (2001). L'avantage salarial masculin s'accroît ainsi durant les premières années d'activité. En revanche, cette tendance s'inverse à partir de 36 ans, âge au delà duquel les femmes parviennent à maintenir leur position dans la hiérarchie salariale, tandis que les salaires des hommes augmentent alors moins vite que le salaire moyen. L'évolution du salaire dans la deuxième partie de carrière est ainsi plus favorable aux femmes qu'aux hommes, bien que l'écart en niveau reste conséquent. Ce résultat doit cependant être nuancé par l'existence possible d'un biais de sélection en faveur des femmes les plus productives après 35 ans. En raison des difficultés qui existent à reprendre un emploi après une interruption et compte tenu de l'éventuelle exis-

9. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

tence de stratégies de couple impossibles à prendre en compte avec les données dont on dispose, seules resteraient en lice après 35 ans, les femmes les plus attachées à l'exercice d'une activité professionnelle. Cette sélection en faveur des plus performantes expliquerait en partie des carrières plus favorables après 35 ans. Une manière de limiter cet effet de sélection, qui sera introduite plus loin, est de raisonner à statut de participation égal entre les salariés.

La différence de profil de carrière entre les hommes et les femmes a pour conséquence une évolution en deux temps des inégalités entre sexes à l'intérieur d'une cohorte qui se répercute sur l'évolution d'une cohorte à l'autre : le rapport du salaire masculin au salaire féminin augmente avec l'âge au sein d'une même cohorte en première partie de carrière et diminue ensuite. D'une cohorte à l'autre, sa tendance est cependant à la baisse (cf. graphique V).

Graphique IV  
Effet de l'âge sur le salaire annualisé

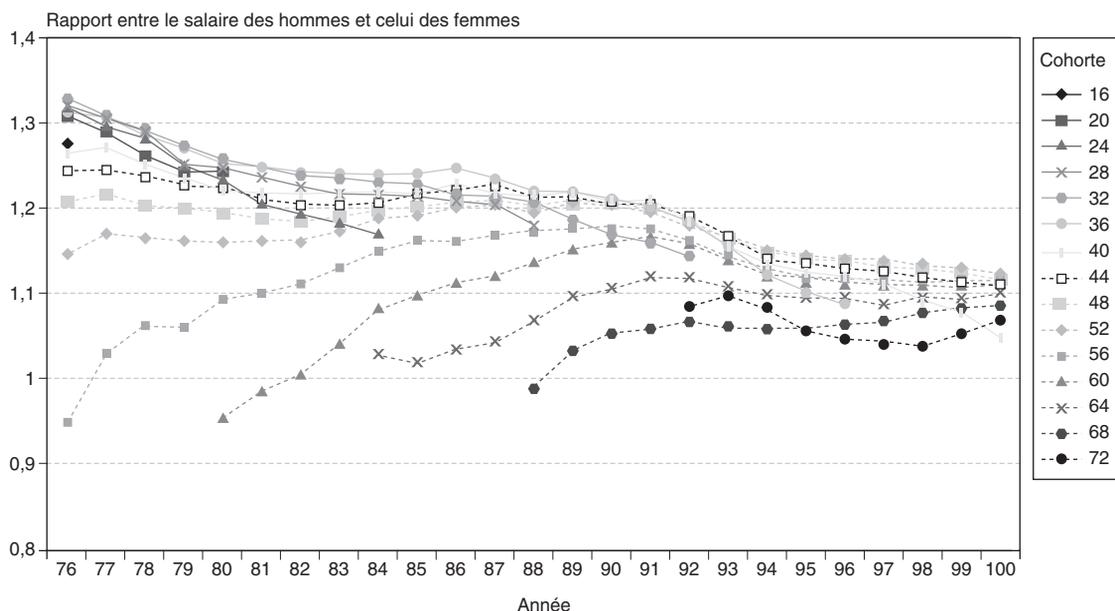


Lecture : on a porté en ordonnée les écarts de salaire relatif (en % du salaire moyen) par rapport à une référence fixée pour chaque courbe. Pour plus de détails se reporter au graphique III. Ainsi (courbe de l'ensemble), dans une cohorte moyenne, le salaire relatif augmente de 20 % entre 24 et 36 ans.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein.

Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

Graphique V  
Disparités salariales entre hommes et femmes par année et par cohorte



Lecture : le rapport du salaire des hommes à celui des femmes est évalué à chaque date (en abscisse) et pour chaque cohorte. On dispose ainsi des évolutions de ce rapport avec la date (il décroît sur la période) au sein d'une cohorte en suivant la courbe correspondante (au sein d'une cohorte, ce rapport croît jusqu'à l'âge de 35 ans et décroît ensuite) et d'une cohorte à l'autre.

Champ : salariés du secteur privé.

Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

## Modéliser les profils salariaux individuels

La prise en compte d'informations sur la forme globale du profil salarial permet d'appréhender et de comparer les carrières salariales avec plus de précision. Les profils salariaux sont pour cela évalués séparément sur trois parties de carrière : entre 20 et 30 ans, entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans. Cette approche séparée possède deux avantages. D'une part, elle permet une approche différenciée de trois phases du cycle de vie qui répondent à des dynamiques salariales propres. D'autre part, elle permet de pallier l'absence de cylindrage des données : on ne retiendra pour l'étude d'une partie de carrière donnée, que les cohortes présentes sur l'ensemble de cette partie de carrière.

La comparaison des carrières salariales est étendue à d'autres éléments que le salaire permanent, comme le taux de croissance moyen du salaire. En effet, les carrières individuelles ne diffèrent pas seulement par le salaire permanent qui leur est associé. D'autres paramètres ont des incidences microéconomiques importantes. Ainsi, à salaire permanent égal, le profil de répartition du salaire par âge, par les anticipations qu'il nourrit, influence les habitudes de consommation ou le profil d'épargne. De même, l'instabilité du salaire conduit généralement les agents à épargner davantage. Grâce au cylindrage des données, il n'est plus nécessaire d'avoir recours à l'hypothèse, faite jusqu'ici, d'un profil de salaire par âge identique pour toutes les cohortes. Au contraire, il est possible de mettre en évidence une transformation des profils salariaux d'une cohorte à l'autre.

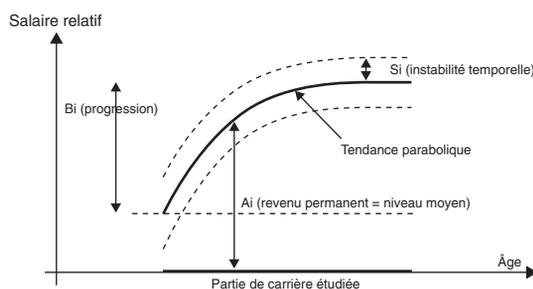
Sur chaque partie de carrière, la carrière salariale de chaque salarié a été modélisée en s'inspirant de Lollivier et Payen (1990). Ce modèle estime le logarithme du salaire nominal en fonction de trois termes : des effets temporels com-

muns à tous les salariés, le profil de carrière propre au salarié, et des variables prenant en compte un biais de sélection éventuel. Le profil de carrière est approché par un profil parabolique (forme quadratique de l'âge) et ses coefficients permettent de mesurer la composante permanente du salaire ainsi que sa progression, cela pour la partie de carrière concernée. Le résidu de la régression, enfin, fournit une mesure de l'instabilité du salaire du salarié (cf. encadré 1 et schéma).

### Progression salariale : au fil des cohortes, la dispersion s'accroît en début et en fin de carrière

Ce modèle a été évalué, pour chaque salarié, sur les trois parties de carrière (20-30 ans, 30-50 ans et 50-60 ans). Cette estimation a été réalisée pour les salariés à temps plein, à partir de leur salaire annualisé, en ne retenant sur chaque partie de carrière que les salariés observés au moins cinq années. Les statistiques d'ensemble sur les paramètres estimés au niveau individuel permettent de préciser certains constats antérieurs. Un salarié gagne en moyenne 90 % du salaire moyen entre 20 et 30 ans et 130 % de celui-ci entre 30 et 50 ans. La position des salariés âgés dans la hiérarchie salariale s'est constamment améliorée, de la cohorte des salariés nés en 1918 à celle des salariés nés en 1940 (cf. graphique VI). Entre 50 et 60 ans, les salariés nés en 1918 gagnent un peu moins de 120 % du salaire moyen, quand sur la même partie de carrière, ceux nés en 1940 gagnent une fois et demi le salaire moyen. L'analyse par catégorie de salariés permet d'affiner le constat. Aussi affecte-t-on une catégorie socioprofessionnelle à chacune des parties de carrière relatives à chaque salarié (10). L'amélioration de la position des salariés âgés est particulièrement importante chez les ouvriers (cf. graphique VII). Entre 50 et 60 ans, les ouvriers nés en 1918 gagnaient 80 % du salaire moyen de l'année et ceux nés en 1930 gagnaient 95 % du salaire moyen. Les cadres âgés ont, au contraire, perdu quelques places dans la hiérarchie des salaires. Un cadre né en 1918 gagnait 220 % du salaire moyen entre 50 et 60 ans. Un cadre né en 1938 gagne

Schéma  
Les carrières individuelles : paramètres estimés par le modèle



Lecture : voir encadré 1.

10. Pour affecter une telle catégorie socioprofessionnelle à chaque partie de carrière, les caractéristiques de chaque salarié ont été figées sur chaque partie de carrière à leur valeur la plus proche du milieu de carrière. Par exemple, entre 30 et 50 ans, ont été classés dans la catégorie des cadres ceux qui ont occupé principalement cette fonction entre 40 et 45 ans. Entre 20 et 30 ans, c'est le statut observé entre 26 et 30 ans qui a servi de critère. Enfin, entre 50 et 60 ans, on a attribué au salarié ses caractéristiques principalement observées entre 50 et 54 ans.

## L'ESTIMATION DES PROFILS DE CARRIÈRE INDIVIDUELS

## Le modèle

Sur une partie de carrière donnée, la carrière de chaque salarié a été modélisée, comme dans Lollivier et Payen (1990), par une fonction quadratique de l'âge, de façon à en capturer les principales évolutions selon l'équation suivante :

$$lw_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + A_i \cdot b_{R1} + B_i * x_1(a) \cdot b_{R1} + C_i * x_2(a) \cdot b_{R1} + M_{it} b_{R1} \lambda + u_{i,t}$$

La signification des différents termes est la suivante :

- Des effets temporels  $b_t$ , communs à tous les salariés, qui modélisent l'évolution du salaire commune à toute l'économie.
- Des paramètres  $A_i$ ,  $B_i$ ,  $C_i$  décrivant le profil de carrière de chaque salarié. L'évolution du salaire avec l'âge propre au salarié  $i$  est modélisée par une tendance parabolique. Les deux fonctions de l'âge  $x_1(a)$  et  $x_2(a)$  qui servent à décomposer cette tendance ont été choisies de façon à donner un contenu interprétable aux trois coefficients estimés,  $A_i$ ,  $B_i$ ,  $C_i$ . Si [Agedeb, Agefin] est l'intervalle d'âges correspondant à la partie de carrière étudiée, ces fonctions sont définies de la manière suivante :

$$x_1 = x(a) - \frac{1}{2} \quad x_2 = \frac{1}{2} x(a)^2 - \frac{1}{2} x(a) + \frac{1}{12}$$

avec  $x(a) = (a - \text{Agedeb}) / (\text{Agefin} - \text{Agedeb})$

Les paramètres  $A_i$ ,  $B_i$  et  $C_i$  mesurent de cette manière respectivement la composante permanente du salaire (son niveau moyen sur la période), sa progression et sa courbure.

- Les variables  $M_{it}$  et  $b_{R1}$  ont un rôle plus technique. Les  $M_{it}$  forment un jeu de variables capturant le statut de présence du salarié. Elles sont ajoutées au modèle afin de prendre en compte, certes imparfaitement, un éventuel biais de sélection. La présence de la fonction caractéristique  $b_{R1}$  remplace les contraintes identifiantes habituellement nécessaires dans ce type de modèle (1).

- Le résidu  $u_{it}$  qui est un aléa supposé homoscedastique. Ce résidu mesure l'écart existant à chaque date entre le salaire observé du salarié  $i$  et la tendance parabolique de sa carrière. Il permet de calculer une mesure de l'instabilité du salaire de  $i$ . La dispersion du résidu tout au long de la carrière d'un salarié peut être en effet considérée comme une estimation de l'instabilité de son salaire. Le schéma récapitule les différents paramètres de chaque carrière que le modèle permet d'estimer.

## Traitement des biais de sélection

Les estimations économétriques ont été faites sur données non cylindrées, afin de conserver la représentativité de l'échantillon. L'estimation sur données de

panel pour des échantillons non cylindrés ne pose pas de problème particulier, comme l'ont montré (Baltagi, 1985) et (Kapteyn et Wansbeek, 1989). De plus l'absence de cylindrage évite certains biais de sélection et d'attrition, qui proviennent du fait que les salariés présents toute la période ont aussi les meilleures chances d'avoir les plus hauts salaires, toutes choses (observables) égales par ailleurs.

L'absence de cylindrage n'évite cependant pas certains biais de sélection endogène. Celle-ci consiste en ce qu'un salarié peut, en fonction du salaire qu'il anticipe, choisir de ne pas participer au marché du travail. Or certaines caractéristiques non directement observables de l'individu influencent à la fois son choix de participer et le niveau de son salaire et peuvent de ce fait être considérées comme des variables omises. Il en résulte un biais dans l'estimation des coefficients de la fonction de gain, dans la mesure où ces variables omises sont corrélées avec le résidu de l'équation de gain (certains effets de ces caractéristiques inobservées s'expriment alors par les coefficients des variables observées et les biaisent).

Pour corriger ce biais, la procédure habituellement utilisée, due à Heckman, consiste à inclure parmi les régresseurs une fonction du résidu d'une équation de participation. Guillotin et Sevestre (1994) notent que la procédure est lourde à mettre en œuvre sur données de panel. Elle a aussi l'inconvénient de modéliser de manière unidimensionnelle le processus de sélection qui peut en fait résulter de la superposition de phénomènes hétérogènes : jeunes effectuant leur service national, périodes de chômage, congé de maternité, sortie des chefs d'entreprise salariés vers le champ des indépendants, etc.). La méthode Nijman Verbeek (1992) que l'on utilise ici consiste à ajouter au modèle des variables liées au statut de participation du salarié. Cette méthode ne suppose pas de processus de sélection unique et approche de manière satisfaisante la correction mise en jeu par la méthode d'Heckman. Les régresseurs supplémentaires que l'on a introduits sont les suivants :

NPRES : nombre d'années de présence.

PREC1 : 1 si présent l'année  $n - 1$ , 0 sinon.

SUIV1 : 1 si présent l'année  $n + 1$ , 0 sinon.

CC : 1 si sortie définitive avant la dernière année observée (l'année 2000 ici) et après une carrière ininterrompue, 0 sinon.

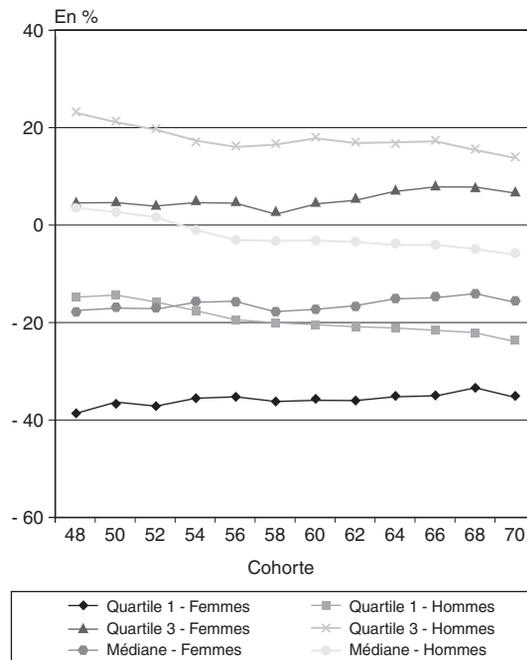
1. Voir Lollivier et Payen (1990) et l'encadré 2.

juste le double du salaire moyen. Les écarts de salaire entre catégories socioprofessionnelles s'amplifient avec l'âge. Entre 20 et 30 ans, un cadre gagne en moyenne 120 % du salaire moyen de l'année, un ouvrier 80 %

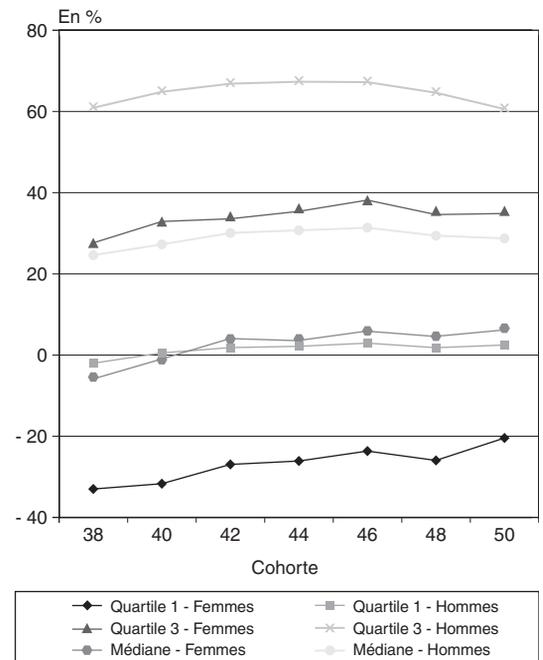
50 ans, le salaire d'un cadre atteint 190 % du salaire moyen alors qu'un ouvrier gagne 95 % du salaire moyen. Le salaire progresse ensuite légèrement pour les cadres alors qu'il évolue peu pour les ouvriers.

Graphique VI  
**Quartiles de salaire permanent sur trois parties de carrière (salariés à plein temps)**

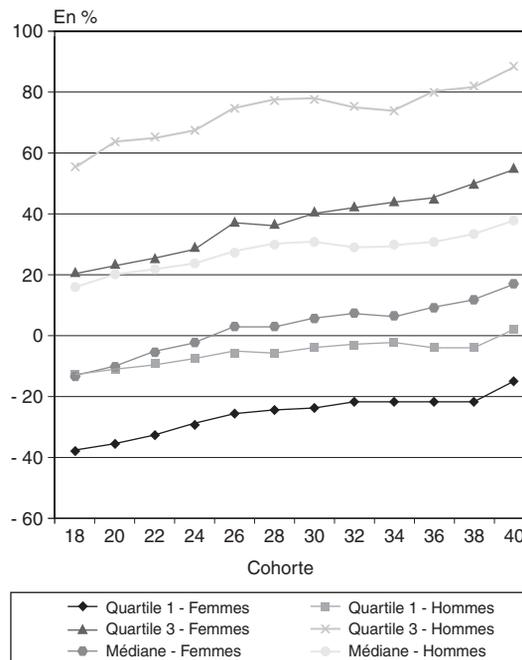
**A - Début de carrière (20-30 ans)**



**B - Milieu de carrière (30-50 ans)**



**C - Fin de carrière (50-60 ans)**



Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane du salaire permanent des femmes se situait 17,3 % au-dessous du salaire moyen et celle des hommes 2,7 % au-dessous.  
 Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.  
 Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

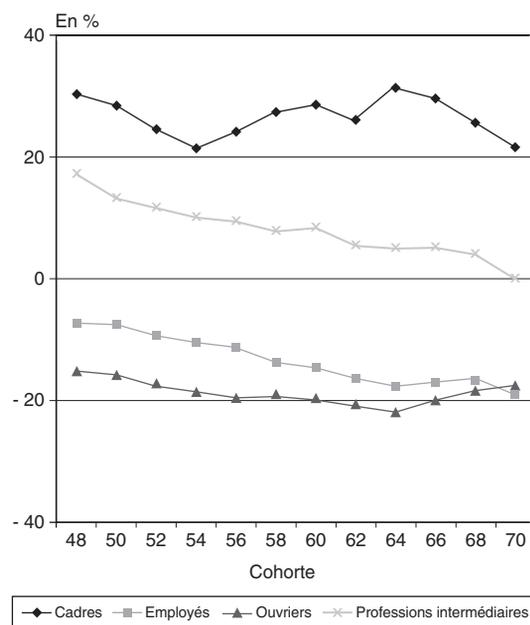
La plus forte progression salariale a lieu en début de carrière. Entre 20 et 30 ans, le salaire relatif progresse en moyenne de 50 %. La progression est particulièrement marquée pour les cadres qui doublent leur salaire entre 20 et 30 ans et creusent l'écart avant 30 ans avec les autres catégories de salariés. À l'autre extrême, les ouvriers ne voient leur salaire progresser que de 25 à 40 % selon la cohorte considérée. Cette

progression se réduit à 20 % entre 30 et 50 ans (plus de 40 % pour les cadres) et s'annule, où devient même négative entre 50 et 60 ans pour toutes les catégories socioprofessionnelles.

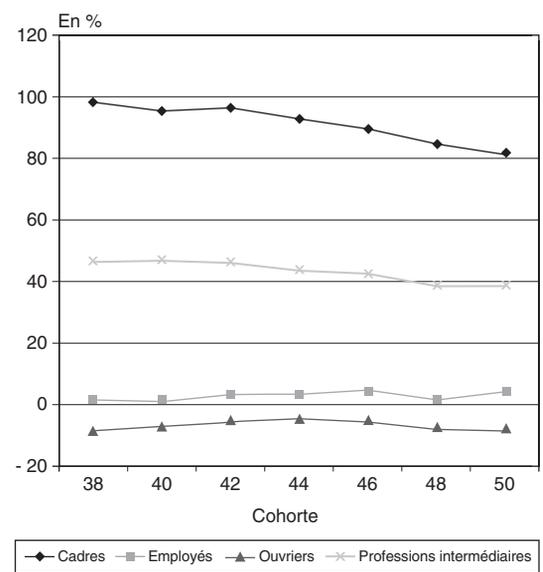
Si le salaire permanent des femmes est inférieur à celui des hommes sur les trois parties de carrière, l'écart se réduit d'une cohorte à l'autre. Chez les salariés nés dans les années 1920,

Graphique VII  
Médiane du salaire permanent par catégorie socioprofessionnelle et par cohorte (salariés à temps plein)

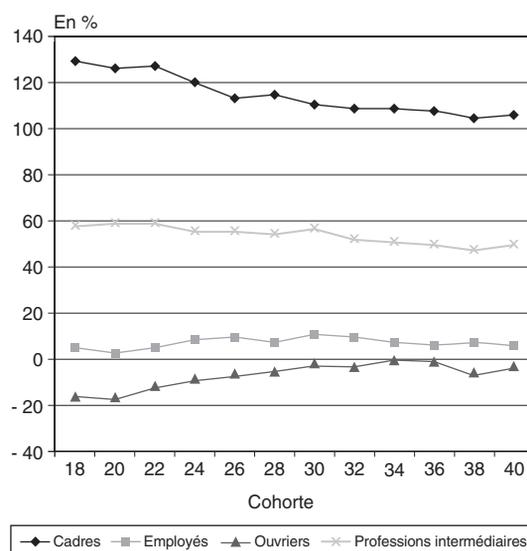
A - Début de carrière (20-30 ans)



B - Milieu de carrière (30-50 ans)



C - Fin de carrière (50-60 ans)



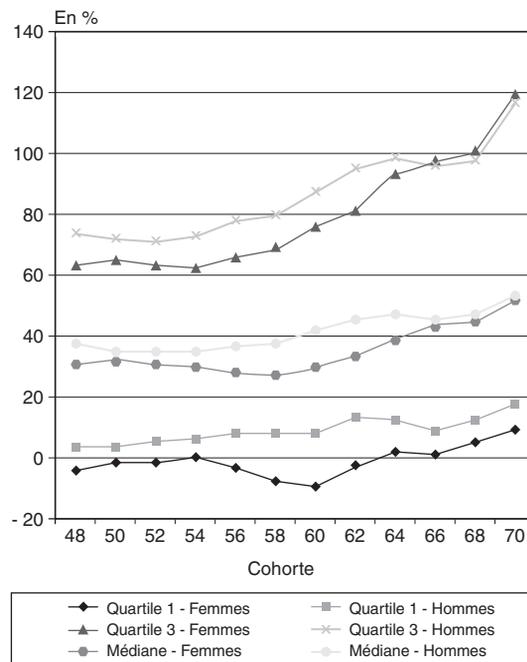
Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane du salaire permanent des femmes se situait 29 % au-dessus du salaire moyen et celle des ouvriers 19 % au-dessous.  
Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.  
Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

l'écart entre le salaire relatif des hommes et celui des femmes, évalué entre 50 et 60 ans est de 40 points. Entre 20 et 30 ans, le salaire relatif des femmes salariées nées en 1948 est inférieur de 20 points à celui de leurs homologues masculins, l'écart étant ramené à 10 points pour la cohorte née en 1970. Le salaire des femmes progresse moins que celui des hommes entre 20 et 30 ans, mais il progresse plus entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans (cf. graphique VIII).

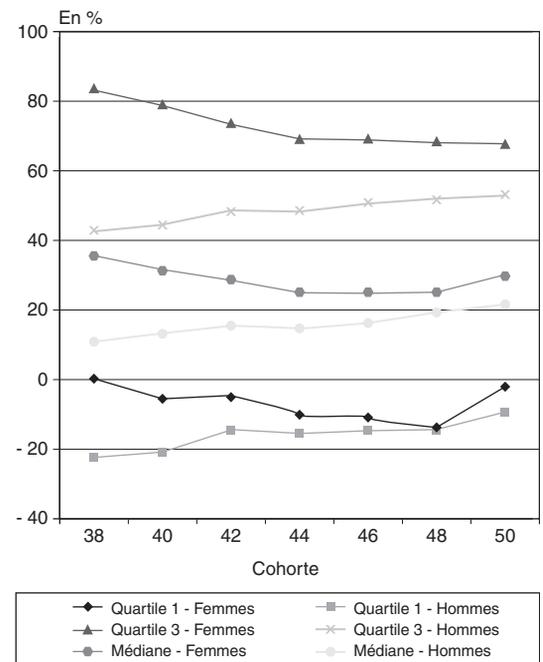
l'ins, l'écart étant ramené à 10 points pour la cohorte née en 1970. Le salaire des femmes progresse moins que celui des hommes entre 20 et 30 ans, mais il progresse plus entre 30 et 50 ans et entre 50 et 60 ans (cf. graphique VIII).

Graphique VIII  
**Quartile de progression salariale par cohorte (salariés à temps plein)**

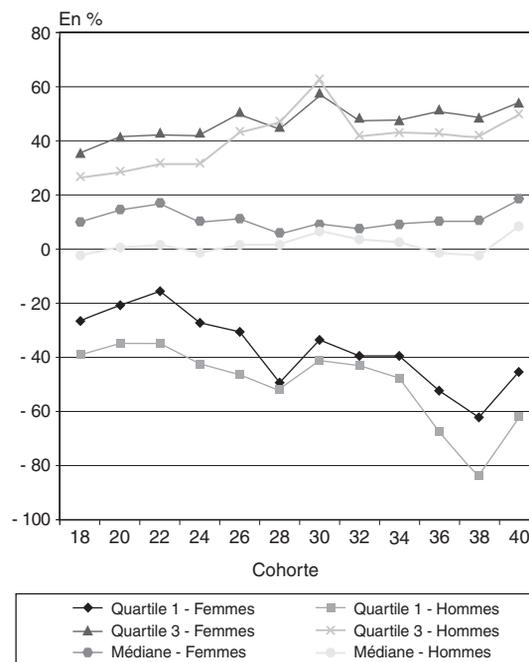
**A - Début de carrière (20-30 ans)**



**B - Milieu de carrière (30-50 ans)**



**C - Fin de carrière (50-60 ans)**



Lecture (graphique A) : entre 20 et 30 ans, dans la cohorte des salariés à temps plein nés en 1960, la médiane de progression du salaire relatif était de 29,1 % pour les femmes et de 40,9 % pour les hommes.  
 Champ : salariés du secteur privé à temps plein présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée.  
 Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

### **Le recul du salaire de départ est compensé par une progression plus forte en début de carrière**

La dynamique des débuts de carrière s'est profondément modifiée d'une cohorte à l'autre depuis la fin des années 1970. Ce changement prend de multiples formes, comme l'allongement de la période d'accès à un emploi stable. Mais cela concerne également les carrières salariales. Comme le notent Baudelot et Gollac (1997), le ralentissement économique de la fin des années 1970 a eu une incidence notable sur le partage des fruits de la croissance entre salariés en place et nouveaux arrivants : alors que les générations nées avant 1950 accédaient au marché de l'emploi avec un salaire réel systématiquement en progression par rapport à la cohorte précédente, le salaire réel en début de carrière stagne pour les salariés nés après cette date. Cette stagnation du salaire en début de carrière marque-t-elle irréversiblement la carrière ultérieure, ou au contraire un rattrapage au cours des premières années d'activité vient-il compenser la modestie relative du salaire de départ ? Cela conduit à comparer les débuts de carrière non seulement du point de vue du salaire permanent, mais aussi de la progression.

En début de carrière, si le salaire des cohortes nées après 1950 est plus bas en termes relatifs, il croît en revanche plus vite. Ainsi, entre 20 et 30 ans, un salarié né en 1958 et situé au milieu de l'échelle de progression des salaires de sa cohorte voyait son salaire relatif annualisé progresser de 33 %. Cette progression double presque pour son homologue né en 1970 (cf. graphique VIII-A). Un calcul complémentaire montre que cette plus forte progression va au-delà d'un simple rattrapage. Le salaire relatif annualisé évalué à l'âge de 30 ans progresse de fait légèrement d'une cohorte à l'autre depuis la cohorte née en 1956. L'augmentation de la pente des carrières est un phénomène général. Il s'observe pour l'ensemble des catégories socio-professionnelles et à tous les niveaux de la hiérarchie salariale. Il est cependant particulièrement marqué pour les employés et les professions intermédiaires.

### **Des débuts de carrière plus perturbés**

Cette modification du cycle salarial s'accompagne d'une augmentation de la variabilité du salaire, mesurée, pour un individu, par l'écart entre le salaire observé et sa tendance (cf. encadré 2). Au sein d'une cohorte, la varia-

bilité du salaire diminue généralement avec l'âge, au fur et à mesure que la situation du salarié se stabilise. Elle est particulièrement élevée entre 20 et 30 ans. En début de carrière, l'instabilité du salaire s'amplifie pour les cohortes nées après 1956. Pour les salariés nés en 1970, elle est en moyenne de 20 % pour les hommes et de 30 % pour les femmes.

### **La dispersion du salaire perçu en début de carrière s'accroît parallèlement à celle des durées travaillées**

La dispersion des salaires est, elle aussi, marquée par des effets de date, d'âge et de cohorte. En effet, le calcul, sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte, d'une statistique simple mesurant la dispersion des salaires montre que les disparités de salaire évoluent d'une date à l'autre, mais aussi, au sein d'une cohorte, avec l'âge des salariés. Aussi décompose-t-on la dispersion observée selon des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part (cf. encadré 3). La difficulté de l'estimation d'un tel modèle tient à ce que l'information relative à ces effets est redondante. La méthode utilisée pour générer des contraintes permettant l'identification des coefficients est détaillée dans l'encadré 3.

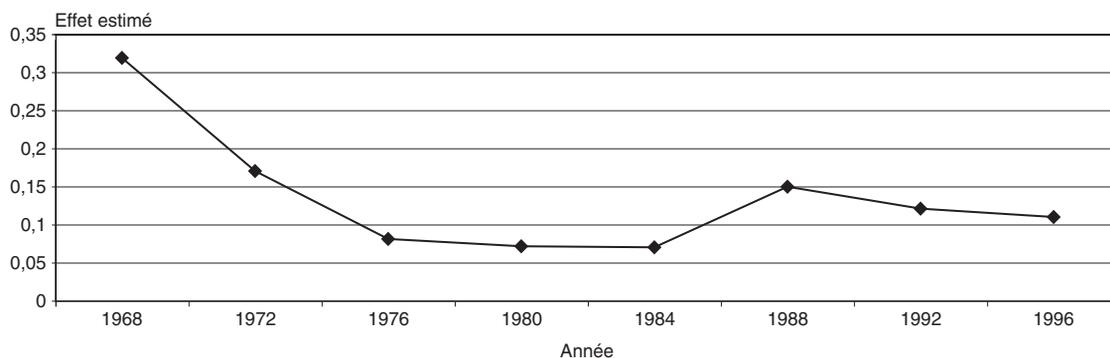
En ce qui concerne les effets de date, les résultats de l'estimation sont cohérents avec ceux de Buchinsky, Fougère et Kramarz (1998). On retrouve bien la diminution de la dispersion de 1967 à 1984, particulièrement marquée jusqu'en 1976. Elle est suivie d'une hausse de 1984 à 1988 et d'une stabilisation depuis cette date (cf. graphique IX-A).

En ce qui concerne les effets croisés de l'âge et de la cohorte, les résultats diffèrent sensiblement selon que l'on utilise le salaire annualisé ou le salaire perçu. Avec le salaire annualisé, quelle que soit la cohorte, la dispersion du salaire augmente avec l'âge, ce qui s'explique par la différenciation des parcours individuels au fil du temps (cf. graphique IX-B). Cette augmentation est plus prononcée en début de carrière, et dans une moindre mesure en fin de carrière. Les salaires des femmes sont moins dispersés que ceux des hommes et leur dispersion augmente également moins avec l'âge, ce qui est sans doute la conséquence d'une moindre mobilité.

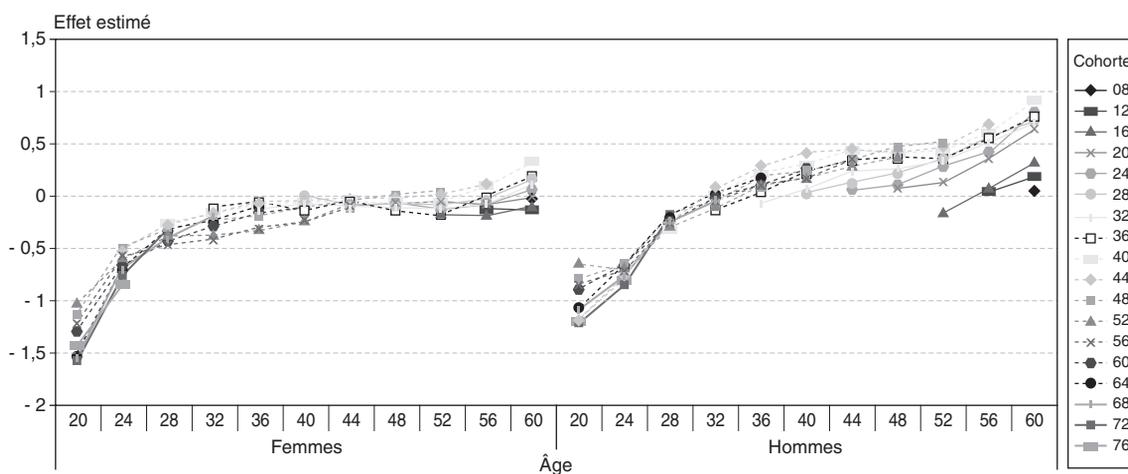
Avec le salaire perçu dans l'année, et contrairement à ce qui se passe avec le salaire annualisé,

Graphique IX  
Évolution de la dispersion des salaires (salariés à temps plein)

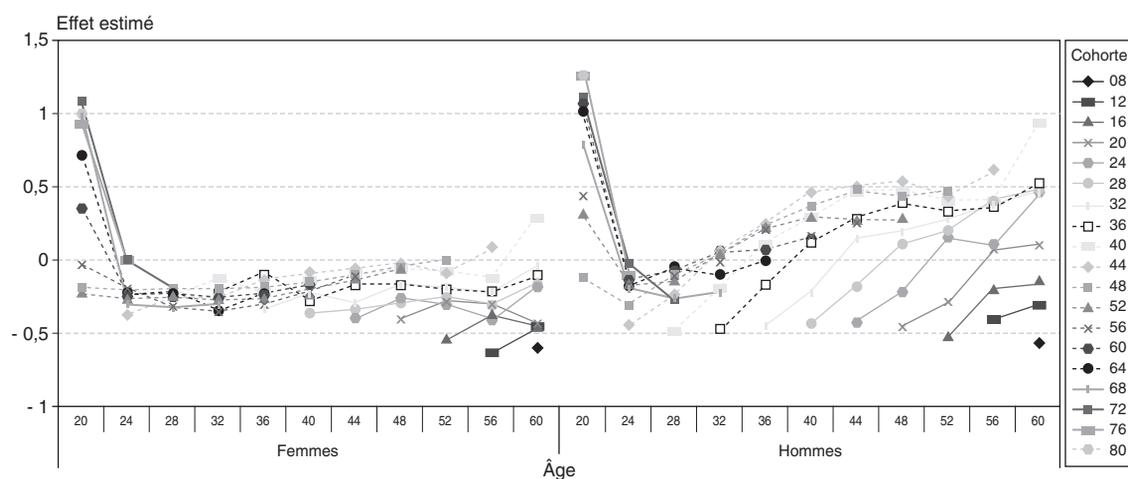
A - Effet de date



B - Effets croisés de l'âge et de la cohorte (salaire annualisé)



C - Effets croisés de l'âge et de la cohorte (salaire perçu)



Lecture : ces trois graphiques représentent l'évolution d'un indicateur de dispersion des salaires selon la période, la cohorte et l'âge. Le graphique A représente l'évolution temporelle (l'effet de date). Les graphiques B et C représentent des effets croisés de l'âge et de la cohorte respectivement pour la dispersion du salaire annualisé et celle du salaire perçu. Le salaire perçu est plus dispersé que le salaire annualisé en début de carrière car il incorpore la dispersion des durées travaillées.

Champ : salariés du secteur privé à temps plein.

Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

la dispersion a beaucoup augmenté en début de carrière (cf. graphique IX-C). Dans les cohortes récentes, les disparités de rémunération perçue existant entre les salariés tiennent donc avant tout à des différences de durées travaillées

annuellement, tout au moins en début de carrière. Aux salariés qui, bien insérés, continuent de bénéficier de carrières « pleines » conformes au schéma traditionnel, s'opposent ceux qui, par choix ou par contrainte, se voient offrir des

## Encadré 2

### L'IMPACT DES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES SUR LA FORME DES CARRIÈRES

Pour mesurer l'impact des caractéristiques observables des salariés sur leur profil de carrière, on modifie la spécification adoptée pour mesurer les carrières individuelles. Celle-ci comprend essentiellement des effets temporels et une tendance quadratique à l'âge, propres à chaque salariés. Les trois coefficients paramétrant cette tendance ne sont plus supposés propres au salarié, mais sont remplacés par des fonctions dépendant seulement de ses caractéristiques observables. L'estimation de ces fonctions permet d'évaluer l'impact de chaque caractéristique individuelle sur les trois paramètres décrivant la tendance du salaire.

On part de la forme individualisée du modèle, proche de celle de Lollivier et Payen (1990). Par rapport à ce modèle, d'autres variables à vocation plus technique ont été introduites. Les  $M_{it}$  permettent de contrôler le biais de sélection (ce qui permet d'inclure les femmes dans le champ de l'étude) et le croisement de la *dum-mie*  $b_{R1}$  avec les effets autres que temporels permet de rendre le modèle identifiable.

$$lw_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + A_i \cdot b_{R1} + B_i * x_1(a) \cdot b_{R1} + C_i * x_2(a) \cdot b_{R1} + M_{it} b_{R1} \lambda + u_{i,t}$$

La forme de la carrière de l'individu  $i$  est estimée au moyen des paramètres ( $A_i$ ,  $B_i$ ,  $C_i$ ), qui mesurent respectivement le salaire relatif moyen sur la partie de carrière considérée, la croissance du salaire et la courbure de la carrière salariale de l'individu  $i$  (cf. schéma).

L'instabilité du salaire peut quant à elle être évaluée par une mesure de la dispersion temporelle du résidu  $u_{i,t}$ .

Pour mesurer l'impact des caractéristiques individuelles sur le profil de carrière, on abandonne la forme individuelle du modèle. Les coefficients ne sont plus supposés dépendre d'effets propres à l'individu, mais de caractéristiques individuelles observables moins spécifiques. Cela revient à remplacer les coefficients ( $A_i$ ,  $B_i$ ,  $C_i$ ) par des fonctions (linéaires) de ces caractéristiques individuelles observables.

$$A_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_0 + Y_{i,a} \cdot \beta_0) \quad B_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_1 + Y_{i,a} \cdot \beta_1)$$

$$C_i \rightarrow (X_i \cdot \alpha_2 + Y_{i,a} \cdot \beta_2)$$

#### Caractéristiques individuelles permanentes, variables de mobilité et estimation interindividuelle

Parmi les caractéristiques observables des salariés, on a distingué celles qui sont fixes (notées  $X_j$ ), comme le sexe, de celles qui peuvent changer au cours du temps, comme la condition d'emploi ou la catégorie

socioprofessionnelle. Ces dernières posent le problème de la stabilité des classes de salariés, celles définies par les caractéristiques changeantes n'étant par définition pas stables dans le temps. La méthode habituellement utilisée pour résoudre le problème consiste à estimer le modèle en « inter-individuel », c'est-à-dire à remplacer les caractéristiques individuelles variables par leur moyenne au cours du temps. Dans une perspective descriptive, on a préféré figer les catégories de salariés à partir de leurs caractéristiques observées entre 45 et 50 ans. Ces caractéristiques permanentes ont l'avantage de constituer des classes d'individus stables dans le temps. Elle sont notées  $Y_{i,perm}$ .

En contrepartie, on peut définir des indicatrices de mobilité qui permettent de réintégrer le pouvoir explicatif de la mobilité en indiquant si l'individu a connu d'autres situations que celles enregistrées par ces caractéristiques permanentes.

Au total, le modèle ne comporte que des variables explicatives fixes dans le temps, qui sont de trois types : des caractéristiques réellement invariantes  $X_j$ , des caractéristiques figées à leur valeur observée entre 40 et 45 ans,  $Y_{i,perm}$ , et des *dummies* indicatrices de mobilités,  $Z_{i,mobilité}$ .

#### La possibilité de prendre en compte les caractéristiques inobservables des salariés

La forme générale du modèle utilisé est assez souple pour permettre le contrôle de l'hétérogénéité individuelle inobservée. La méthode consiste alors à estimer le modèle en « intra-individuel ». On incorpore des effets fixes individuels  $b_i$  comme variables explicatives fixes dans le temps.

$$X_j^{(I)} = (b_i)_{i=1..n} Y_{i,a}^{(I)} = \text{variables non fixes}$$

Une telle modélisation s'écarte du but descriptif que l'on s'est fixé, mais pourrait avoir un intérêt en soi si l'on sort d'une perspective descriptive. En effet, les effets relatifs aux variables  $Y_{i,a}^{(I)}$  estimés « en intra » n'évalueraient pas des différences de profil entre individus ayant des caractéristiques différentes, mais l'impact des changements de caractéristique sur le profil salarial d'un même individu. Elles permettraient ainsi de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle dans l'estimation et de traiter ainsi l'endogénéité éventuelle de certaines variables non fixes, comme le fait de se trouver dans le secteur privé ou public, très corrélié à des caractéristiques inobservables.

## ESTIMATION DE LA DISPERSION DES SALAIRES

La dispersion des salaires résulte, elle aussi, d'effets de date, d'âge et de cohorte. Dans la mesure où le calcul, sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte, d'une statistique simple mesurant la dispersion des salaires montre que les disparités de salaire évoluent non seulement d'une date à l'autre, mais aussi, au sein d'une cohorte, avec l'âge des salariés. Aussi est-on conduit à estimer, sur chacune des strates (âge, cohorte), la dispersion des salaires. On décompose pour cela la dispersion observée selon des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part. L'estimation est faite en deux étapes. Dans la première, le logarithme du salaire est corrigé de sa valeur moyenne sur chaque strate croisant l'âge et la cohorte :

$$\log(w)_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g} (b_a b_g) + \varepsilon_{it}$$

Les résidus estimés  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  sont donc eux aussi corrigés de la valeur moyenne de  $\log(w)_{it}$  sur les strates croisant l'âge et la cohorte. La valeur moyenne de la quantité  $\log(\hat{\varepsilon}^2)_{it}$  constitue ainsi dans chaque strate une mesure de la dispersion des salaires. Dans une deuxième étape, afin de tenir compte des variations globales de la dispersion des salaires sur la période, cette quantité est donc à son tour analysée dans une régression comportant des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part.

#### Identifiabilité des modèles comportant des effets de date d'une part, et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part

Un modèle économétrique n'est pas identifiable lorsque les données disponibles sont trop peu nombreuses pour en estimer tous les paramètres ou lorsque l'information que l'on cherche à estimer est redondante. Ce deuxième cas, auquel on s'intéresse, survient par exemple lorsqu'on veut estimer, dans un modèle linéaire, un effet « femme » et un effet « homme » en plus d'un effet « moyen ». Les trois variables explicatives permettant d'estimer ces effets vérifient en effet une relation, qui est que la somme des deux premières est égale à la troisième. La méthode habituelle pour estimer un modèle présentant ce défaut consiste à lui adjoindre une ou plusieurs contraintes qui sont alors dites « identifiantes ». Celles-ci obligent le modèle à estimer des contrastes par rapport à une situation de référence. Par exemple, si on contraint l'effet « homme » à être nul, cette situation est prise pour référence et l'effet « femme » est estimé en différence par rapport à cette référence. On voit que si le choix des contraintes n'est en soi pas crucial pour l'estimation proprement dite (l'annulation de l'effet « femme » rend le modèle tout aussi identifiable), il l'est en revanche pour l'interprétation des coefficients estimés.

Les modèles cherchant à estimer, sous une forme ou sous une autre, des effets de date d'une part et des effets croisés de l'âge et de la cohorte d'autre part, ne sont pas identifiables. L'information relative à ces

effets est en effet redondante, ce qui se traduit par l'existence de relations entre les variables explicatives correspondant aux différents effets. Ces relations sont par ailleurs connues. Si on se place sur une période de temps allant de 1 à  $T$ , si  $b_t$  désigne l'effet relatif à l'année  $t$  et  $b_a \cdot b_g$  celui relatif à l'effet croisé de la cohorte  $g$  et de l'âge  $a$ , les relations au nombre de  $T$  liant ces différentes variables sont les suivantes :

$$\forall t = 1 \dots T, b_t = \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} b_a \cdot b_g \quad (1)$$

Lorsque ces variables apparaissent dans un modèle à estimer, il faut donc impérativement imposer des contraintes identifiantes. Par exemple, dans le modèle suivant, le logarithme du salaire de l'individu  $i$  à la date  $t$  est supposé dépendre de certaines caractéristiques individuelles  $X_{i,t}$  ainsi que d'effets temporels et d'effets croisés de l'âge et de la cohorte.

$$\ln w_{it} = \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g} b_a b_g + X_{i,t} \beta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Un jeu de  $T$  contraintes permet de rendre ce modèle identifiable. Il s'agit des relations suivantes :

$$\forall t = 1 \dots T, \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} \alpha_{a,g} = 0 \quad (3)$$

Dans de nombreux modèles cependant, les effets croisés de l'âge et de la cohorte n'apparaissent pas explicitement. C'est par exemple le cas lorsqu'on considère que le modèle comprend des puissances de l'âge croisées avec des indicatrices de cohorte. Le choix des contraintes identifiantes est alors propre à chaque problème posé, comme le note Allain (1990). Ainsi, Mason, Karen et Halliman (1973) proposent plusieurs types de conditions identifiantes, qui sont simples car basées sur un critère de parcimonie, et permettent une interprétation des effets obtenus. Lollivier et Payen (1990) imposent, dans un modèle qui dépend quadratiquement de l'âge, et qui comporte des effets temporels, qu'il n'y ait pas de tendance quadratique à l'infini. Quant à Rodgers (1982), il discute l'interprétation de plusieurs jeux de contraintes identifiantes et montre que le choix de ces contraintes influence surtout l'estimation des effets temporels.

#### Une méthode générale pour générer des contraintes identifiantes

Pour traiter la non-identifiabilité résultant des relations (1), on utilise une méthode générale simple à mettre en œuvre et qui vérifie un critère de symétrie par rapport aux modalités d'âge et de cohorte. Ces contraintes ne privilégient ainsi aucune cohorte ni aucune catégorie d'âge particulière. La méthode consiste à définir d'abord une population de référence équilibrée par rapport à tous les groupes d'âge et de cohorte. Il s'agit d'un échantillon tiré selon un sondage uniforme parmi l'ensemble des salariés. On appelle R0 cet échantillon de référence, et R1 les salariés qui n'appartiennent pas à R0. On note  $b_{R0}$  et  $b_{R1}$  les *dummies*



emplois de moindre durée ou changent souvent de poste, multipliant les trous de carrière. La durée de paie semble ainsi devenir un élément de moins en moins secondaire du contrat de travail, comme en témoigne par ailleurs la multiplication des contrats de travail s'écartant de la norme juridique que constitue encore le contrat à durée déterminée.

### L'impact des caractéristiques individuelles et de la mobilité

Au sein d'une cohorte, une partie des différences de profil salarial est liée à des caractéristiques observables des salariés. Par exemple, le salaire des cadres croît plus que celui des ouvriers au cours du cycle de vie. De manière générale le rendement de l'expérience (ou de l'âge) diffère fortement d'une catégorie de salariés à l'autre, ce qui peut s'interpréter dans le cadre de la théorie du capital humain comme des différences de niveau d'étude (capital humain initial) ou des différences d'investissement (formation). L'histoire individuelle, et en particulier la mobilité professionnelle, modifie également de manière importante le profil salarial.

L'impact des caractéristiques personnelles observables et des événements de carrière sur le profil salarial peut être mesuré en adoptant une spécification légèrement différente du modèle utilisé plus haut pour modéliser les profils salariaux individuels (cf. encadré 1). On remplace

pour cela les coefficients de la forme quadratique servant à approcher le profil salarial par des combinaisons à coefficients constants des effets dont on cherche à mesurer l'impact (cf. encadré 2). Les caractéristiques individuelles retenues pour décrire les carrières et dont on suppose qu'elles ont un impact sur le profil salarial sont de trois types. Premièrement, des caractéristiques fixes du salarié telles que son sexe et sa cohorte d'appartenance. Deuxièmement, des caractéristiques permanentes, définies à partir des caractéristiques changeantes en fixant leur valeur observée entre 40 et 45 ans. Sera par exemple classé dans la catégorie cadre tout salarié qui a majoritairement occupé cette fonction entre 40 et 45 ans. Troisièmement, des variables indiquant si le salarié a occupé à un moment ou à un autre des situations différentes de ses caractéristiques permanentes. Ces variables permettent de maintenir dans le modèle le pouvoir explicatif de la mobilité individuelle : en figeant les caractéristiques observées entre 40 et 45 ans, on perdait cette dimension explicative, qu'il importait de rétablir (cf. tableau 1).

Le modèle a été estimé sur la partie de carrière allant de 30 à 50 ans, car les effectifs des cohortes sont relativement stables sur cette partie de carrière et l'on évite ainsi de trop fortes fluctuations dues aux entrées et aux sorties. On n'a, par ailleurs, retenu dans cette estimation que les salariés ayant passé au moins 10 ans dans le secteur privé entre 30 et 50 ans. L'estimation a d'abord été faite sans les variables indicatrices

#### Encadré 3 (suite)

caractéristiques de ces deux populations, dont la somme est par conséquent égale au vecteur dont toutes les coordonnées valent 1 ( $b_{R0} + b_{R1} = e$ ).

La méthode choisie pour rendre le modèle identifiable consiste à estimer les effets autres que temporels en restriction à la population R1. Autrement dit, toutes les variables autres que les *dummies* temporelles sont systématiquement croisées avec l'indicatrice de la population R1. Cette transformation rend le modèle identifiable et elle est équivalente à l'ajout de contraintes symétriques.

Le modèle (2) sert encore d'exemple. La méthode peut cependant s'appliquer à des modèles où les différents effets n'apparaissent pas explicitement. Le modèle (2) est équivalent au surmodèle suivant :

$$\begin{aligned}
 W_{it} = & \mu e + \sum_{t \in AN - \{2000\}} \alpha_t b_t + \sum_{a,g} \alpha_{a,g,R1} (b_a b_g b_{R1}) + \\
 & + (X_{i,t} b_{R1}) \beta_{R1} + \sum_{a,g} \alpha_{a,g,R0} (b_a b_g b_{R0}) + (X_{i,t} b_{R0}) \beta_{R0} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \quad (4)$$

Dans lequel on aurait imposé en plus des contraintes (3) les contraintes (5) suivantes :

$$\alpha_{a,g,R1} = \alpha_{a,g,R0} \text{ et } \beta_{R1} = \beta_{R0} \quad (5)$$

La méthode proposée ici consiste à modifier le jeu de contraintes (3) + (5) – symétriques – par de nouvelles contraintes (6) :

$$\alpha_{a,g,R0} = 0 \text{ et } \beta_{R0} = 0 \quad (6)$$

Les contraintes (6) sont symétriques et rendent le modèle (4) bien identifiable. En effet, les relations (1) ne sont plus vraies dans le modèle (3) :

$$\begin{aligned}
 \forall t = 1 \dots T, \quad \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R1}) & \neq \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R0}) + \\
 + \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} (b_a \cdot b_g \cdot b_{R1}) & = \sum_{\substack{a,g \\ a+g=t}} b_a \cdot b_g = b_t
 \end{aligned}$$

de mobilité, puis en présence de celles-ci. Elle décrit l'impact des caractéristiques permanentes observées entre 40 et 45 ans (cf. tableau 2, rubrique « Sans indicatrice de mobilité »). L'introduction des variables de mobilité revient à estimer les différents effets « à parcours des salariés comparables par ailleurs ». De même que précédemment, deux effets sont calculés : l'un porte sur la composante permanente du salaire, l'autre, sur sa progression (cf. tableaux 1 et 2, ligne « Avec indicatrices de mobilité »).

### D'importantes disparités de profil salarial suivant le secteur d'activité

L'effet des caractéristiques individuelles sur le salaire permanent est conforme aux résultats que l'on peut obtenir en coupe. Ainsi, entre 30 et 50 ans, le salaire permanent des cadres est supérieur de 66 points à la référence (11), celui des professions intermédiaires est plus élevé de 23 points, tandis que les ouvriers accusent un retard de 17 points. Le fait d'exercer sa profession en région parisienne confère un avantage de 18 points (par rapport à la carrière de référence). Les secteurs les plus rémunérateurs sont le secteur de l'énergie et celui des activités financières. Viennent ensuite l'industrie, les

transports et les services aux entreprises. Les secteurs les moins rémunérateurs sont le commerce, la construction et le secteur des activités immobilières.

Mais les caractéristiques observables des salariés ont également un impact important sur la croissance de leur salaire. Entre 30 et 50 ans, le salaire des cadres augmente de 30 points de plus que la référence, celui des salariés exerçant une profession intermédiaire de sept points de plus et les ouvriers de quatre points de moins. Si la carrière des femmes est en général située à un niveau plus bas (de 22 %) que celle des hommes, le salaire relatif des femmes progresse de 13 points de plus que celui des hommes entre 30 et 50 ans.

11. L'effet d'une caractéristique individuelle sur la carrière salariale est mesuré « toutes choses égales par ailleurs » comme la différence de profil salarial entre les salariés qui possèdent cette caractéristique et ceux qui ne la possèdent pas, les autres caractéristiques étant par ailleurs identiques. On se place ici sur la partie de carrière située entre 30 et 50 ans et on mesure l'écart induit par telle ou telle caractéristique sur la composante permanente du salaire et sur sa progression. Cet écart est mesuré par rapport à une carrière de référence, qui est celle d'un employé né en 1950 travaillant à temps plein, en province, dans le secteur des services aux particuliers. Dans l'estimation comprenant des variables de mobilité, la carrière de référence est celle d'un salarié ayant ces caractéristiques et n'ayant de plus subi aucune des mobilités envisagées : pas de changement de catégorie socio-professionnelle, ni de région, etc.

Tableau 1  
Effet des indicatrices de mobilité des salariés, sur la composante permanente du salaire et sur sa progression

Variable	Modalité	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression
Catégorie socioprofessionnelle	Inférieure après	- 0,148	- 0,155
	Inférieure avant	- 0,154	0,088
	Supérieure après	0,138	0,106
	Supérieure avant	0,124	- 0,096
Champ	Public après	- 0,012	- 0,054
	Public avant	0,010 (*)	0,036
Condition d'emploi	Inférieure après	- 0,079	- 0,235
	Inférieure avant	- 0,060	0,081
	Supérieure après	0,199	0,406
	Supérieure avant	0,301	- 0,609
Région	Paris après	0,076	0,053 (**)
	Paris avant	0,063	- 0,089 (**)
	Province après	- 0,015 (**)	- 0,083 (**)
	Province avant	- 0,011 (*)	0,103

Lecture : (\*) non significatif au seuil de 1 %, (\*\*) non significatif au seuil de 5 %. Ce tableau donne l'effet de plusieurs événements de l'histoire professionnelle du salarié sur la composante permanente et la progression du salaire entre 30 et 50 ans. Les événements en question sont des changements de situation du salarié par rapport à sa situation « permanente », celle observée entre 40 et 45 ans. On sait ainsi, pour chaque salarié, si il a eu à un moment dans sa carrière un statut différent de son statut « permanent » et à quel moment (avant 40 ans ou après 45 ans). (Première ligne) : Le fait d'avoir eu un emploi après 45 ans dans une catégorie socioprofessionnelle inférieure à la catégorie socioprofessionnelle « permanente » induit, entre 30 et 50 ans, par rapport à un salarié n'ayant subi aucune mobilité, une baisse de salaire permanent de 14,8 % et réduit de 15,5 % la progression du salaire entre 30 et 50 ans.

Champ : salariés du secteur privé présents au moins dix années entre 30 et 50 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

Tableau 2

**Effet des caractéristiques permanentes des salariés sur la composante permanente du salaire et sur sa progression**

	Modèle			
	Avec indicatrices de mobilité		Sans indicatrice de mobilité	
	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression	Effet sur la composante permanente	Effet sur la progression
<b>Catégorie sociale</b>				
Cadre	0,962	0,291	0,664	0,295
Ouvrier	- 0,100	- 0,039	- 0,166	- 0,044
Profession intermédiaire	0,442	0,049	0,235	0,072
<i>Employé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Condition d'emploi</b>				
Non à temps plein	- 0,708	- 0,037	- 0,284	- 0,277
<i>Temps plein</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Cohorte</b>				
38	0,037	0,011 (**)	0,033	0,042
40	0,051	0,014	0,057	0,042
42	0,044	0,033 (*)	0,049	0,053
44	0,031	0,028 (**)	0,034	0,039
46	0,020 (*)	0,016 (**)	0,025	0,020
48	0,004	0,007 (**)	0,006	0,012
50	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Activité</b>				
Activités financières	0,112	0,017	0,151	0,040
Activités immobilières	0,045	0,038 (**)	0,052	0,044
Commerce	0,023	- 0,018 (**)	0,036	- 0,013
Construction	0,009	0,003	0,006	0,000
Énergie	0,147	0,137	0,192	0,185
Industrie agro-alimentaire	0,083	0,032 (*)	0,091	0,046
Industrie automobile	0,098	0,011	0,109	0,041
Industrie des biens de cons.	0,086	0,059 (*)	0,110	0,079
Industrie des biens d'équip.	0,088	0,029	0,114	0,048
Industrie des biens inter.	0,084	0,041	0,099	0,063
Services aux entreprises	0,088	0,063	0,112	0,069
Transports	0,095	0,025	0,105	0,036
<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Région</b>				
Paris	0,179	0,023	0,182	0,046
<i>Province</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Sexe</b>				
Femme	- 0,223	0,134	- 0,273	0,115
<i>Homme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
R <sup>2</sup>	0,678		0,635	

Lecture : (\*) non significatif au seuil de 1 %, (\*\*) non significatif au seuil de 5 %. Ce tableau donne l'effet de plusieurs caractéristiques individuelles sur la composante permanente et la progression du salaire entre 30 et 50 ans. Les effets de chaque caractéristique individuelle sont estimés en écart à une situation de référence notée Réf. (Ligne « Cadre », colonnes 1 et 2) : entre 30 et 50 ans, le fait d'être cadre induit un écart de salaire permanent de 96 % et un différentiel de progression de ce salaire de 29 % (colonne 3) : lorsqu'on prend également en compte les changements de situation intervenus dans la carrière, le différentiel de salaire permanent attribuable à la caractéristique « Cadre » est de 66 %.

Champ : salariés du secteur privé présents au moins dix années entre 30 et 50 ans.

Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

De plus, les salaires ne croissent pas au même rythme dans tous les secteurs d'activité. La plus forte progression a lieu dans le secteur de l'énergie, alors que la progression est bien moindre dans le secteur des activités financières. Le secteur des services aux entreprises, qui a une place moyenne au regard du niveau de rémunération, assure par contre une bonne progression salariale, de même que le secteur des industries de biens de consommation et celui des activités immobilières. Ces différences de progression salariale selon les secteurs peuvent jouer sur la propension des salariés à demeurer dans un secteur ou à en partir. En effet, dans un cadre intertemporel, les salariés prennent en compte, pour choisir leur secteur d'activité, non seulement le salaire observé au moment où ils prennent leur décision, mais aussi les perspectives de carrière que ce secteur leur offre. Il apparaît ainsi une division assez nette entre les secteurs qui parviennent à retenir leurs salariés par une progression aménagée du salaire à l'ancienneté, conforme à la théorie des contrats implicites, et ceux dans lesquels les salariés ne demeurent pas, comme le secteur du commerce ou celui des services aux particuliers.

### **La mobilité modifie à la fois le salaire permanent et le profil salarial**

Les effets de la mobilité sur la forme des carrières sont durables, et jouent à la fois sur la composante permanente du salaire et sur son taux de croissance. Deux types de mobilité sont plus rentables que les autres : le passage à temps plein et le passage à une catégorie socioprofessionnelle supérieure. Prendre un emploi à temps plein s'accompagne d'une augmentation du salaire permanent de 20 à 30 points, selon le moment de la carrière. L'effet de ce type de mobilité n'est d'ailleurs pas symétrique, la sortie du temps plein ne « coûtant » qu'entre six et huit points. La promotion à une catégorie socioprofessionnelle supérieure (cadre ou profession intermédiaire) s'accompagne d'une augmentation du salaire permanent de 15 points. La progression du salaire entre 30 et 50 ans est alors aussi plus importante (de 10 à 15 points). Pour les caractéristiques les plus transitoires des salariés, il existe une importante différence d'estimation selon qu'on retient ou non les variables de mobilité dans le modèle. Ainsi le fait de ne pas exercer son activité à temps plein est bien plus pénalisant si l'on tient compte de la mobilité (12). Indépendamment de son sens, la mobilité en elle-même peut présenter un gain, car elle est génératrice d'opportunités. Ainsi, un pas-

sage dans la région d'Île de France comporte un avantage de six à sept points par rapport à une carrière exclusivement provinciale. Pour un salarié parisien, le passage en province ne « coûte » en revanche qu'un point. Un passage dans le secteur semi-public est bénéfique avant 40 ans, pénalisant après. Le capital humain acquis dans ce secteur semble donc assez général pour être réutilisable dans le secteur privé. Il y aurait dans ces conditions avantage à se former dans le secteur semi-public avant de passer dans le privé. Cet avantage est par ailleurs plus marqué sur la progression du salaire que sur son niveau permanent. Le choix entre secteur privé et secteur public dépend cependant d'un nombre important de caractéristiques inobservées des salariés, comme l'aversion au risque ou la sensibilité politique (de Singly et Thélot, 1989). Les inclure dans une perspective explicative, ce qui sort du champ de cet article, implique de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle inobservée, par exemple au moyen d'une estimation intra-individuelle de la modélisation des carrières (cf. encadré 2).

### **L'effet de cohorte est plus marqué sur la dispersion de la progression des salaires que sur leur niveau**

Ces évolutions moyennes recouvrent d'importantes différences de parcours entre les salariés d'une même cohorte. Ces différences sont attestées par les quartiles de la composante permanente du salaire et de sa progression, calculés plus haut sur chaque partie de carrière. La dispersion des salaires permanents augmente avec l'âge à l'intérieur d'une cohorte (cf. graphique VI). La différence de salaire permanent entre le quart des salariés les mieux lotis et le quart inférieur, évaluée entre 20 et 30 ans, équivaut à 50 % du salaire moyen de l'année. Elle est d'un peu plus de 60 % entre 30 et 50 ans, et de plus de 70 % entre 50 et 60 ans. La dispersion des pentes des carrières est, on l'a mentionné, plus marquée que celle des salaires permanents (cf. graphique VIII). De plus, alors que la dispersion des niveaux de carrière reste stable d'une cohorte à l'autre, celle des pentes augmente fortement en début de carrière dans les cohortes de salariés nées après 1956. Entre

12. En effet, dans le cas où on prend celle-ci en compte, la carrière de référence est par définition celle d'un salarié n'ayant subi aucune mobilité, qui est en particulier demeuré continuellement à temps plein entre 30 et 50 ans. L'effet relatif au fait de ne pas être à temps plein, mesuré comme l'écart à cette référence de la carrière d'un salarié non à temps plein, est par conséquent amplifié par rapport à l'estimation sans variable de mobilité.

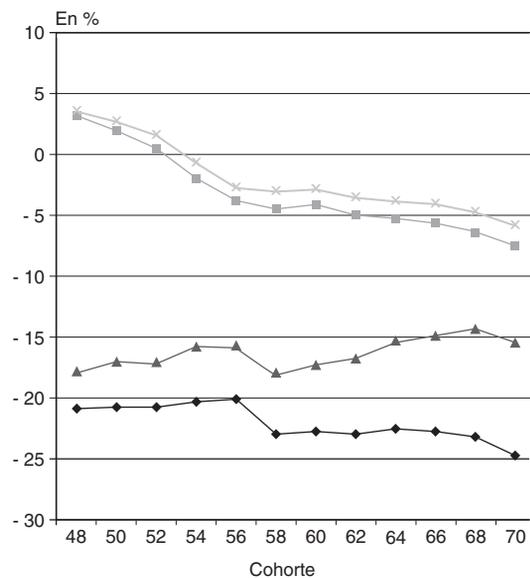
20 et 30 ans, le quart le plus favorisé des salariés nés en 1956 enregistre une progression du salaire relatif de plus de 70 %, tandis que le quart le moins bien loti voit son salaire relatif

stagner. Les pentes des carrières des salariés nés en 1970 sont encore plus dispersées. Dans cette cohorte, l'augmentation du salaire du quart le moins bien loti entre 20 et 30 ans est d'environ

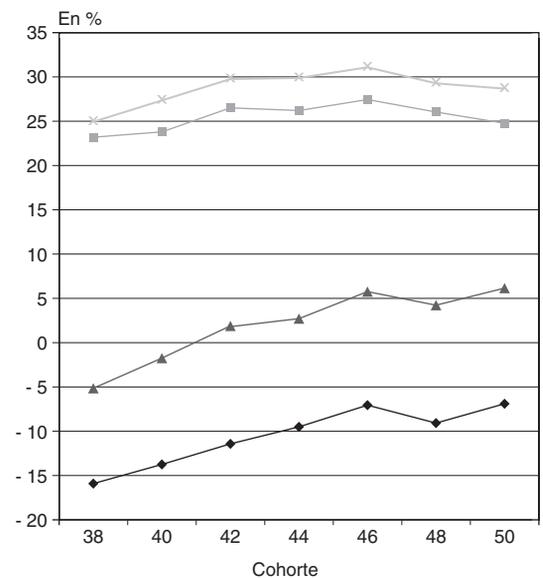
Graphique X

**Salaire permanent : impact des formes particulières d'emploi**

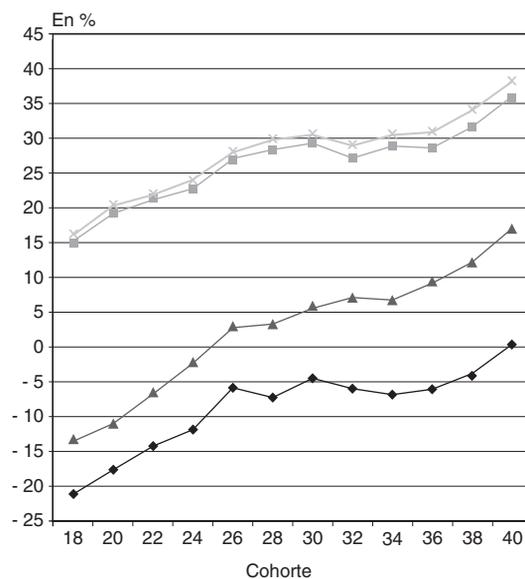
**A - Début de carrière (20-30 ans)**



**B - Milieu de carrière (30-50 ans)**



**C - Fin de carrière (50-60 ans)**



Lection : on a porté en ordonnée les écarts de salaire permanent par rapport au salaire moyen. Ces graphiques présentent donc l'évolution d'une cohorte à l'autre du salaire permanent, pour les hommes et les femmes, et selon la condition d'emploi. Graphique A : entre 20 et 30 ans, pour la cohorte 1960, le salaire les hommes à temps plein se situait 3 % au-dessous du salaire moyen, celui de l'ensemble des hommes 5 % au-dessous, celui des femmes à temps plein 17 % au-dessous et celui de l'ensemble des femmes 23 % au-dessous. Champ : salariés du secteur privé présents au moins cinq ans au cours de la partie de carrière considérée. Source : DADS (échantillon au 1/25<sup>e</sup>), Insee.

20 %, alors qu'elle est de 120 % pour le quart le mieux loti. Cette dispersion des pentes des carrières salariales des cohortes récentes reflète les disparités importantes de qualité de l'insertion des jeunes salariés. Néanmoins, entre 50 et 60 ans, cette dispersion des pentes a connu aussi de fortes variations d'une cohorte à l'autre. Elle double par exemple de la cohorte née en 1918 à celle née en 1940.

### **Ne pas travailler à plein temps : un handicap salarial plus lourd pour les femmes**

L'écart de salaire permanent et de pente entre les carrières des hommes et celles des femmes ne connaît pas la même évolution pour toutes les catégories socioprofessionnelles. Bien que plus important pour les cadres, l'écart de carrière entre les hommes et les femmes se résorbe plus rapidement pour cette catégorie de salariés au fil des cohortes. La différence entre le salaire des hommes cadres et celui des femmes cadres équivaut à 40 % du salaire moyen pour la cohorte née en 1938, il est de l'ordre de 5 % du salaire moyen pour la cohorte née en 1970. En contrepartie, l'avantage des femmes en termes de progression du salaire est moins affirmé pour cette catégorie de salariés. C'est chez les ouvriers que l'écart de salaire entre les hommes et les femmes est le plus persistant.

La montée en force des conditions d'emploi particulières est un des traits majeurs de l'évolution du marché de l'emploi. Jusqu'ici, l'évolution des profils salariaux de génération en génération a été évaluée sur le champ des salariés à temps plein, afin de raisonner autant que possible à même condition d'emploi d'une cohorte à l'autre. Quel est l'effet de la montée des conditions particulières d'emploi sur les carrières salariales ? Cet impact peut être mesuré, pour chaque cohorte, par la différence de salaire permanent obtenu selon que l'on considère l'ensemble des salariés ou uniquement les salariés à temps plein (cf. graphique X).

Il reste très faible pour les cohortes d'hommes. Pour toutes les cohortes et sur toutes les parties de carrière, la prise en compte des salariés à temps partiel diminue de moins de 4 % la valeur esti-

mée du salaire permanent. Il est particulièrement faible pour les générations les plus anciennes, dans lesquelles l'emploi à temps partiel était peu développé (moins d'un pour cent pour la cohorte 1918 entre 50 et 60 ans) (cf. graphique X-C).

En revanche, la prise en compte des salariés n'exerçant pas leur activité à temps plein se traduit par une diminution du salaire permanent beaucoup plus sensible dans les cohortes de femmes. Le différentiel de salaire permanent, selon que l'on considère l'ensemble des salariées ou seulement les salariées à temps partiel, est un indicateur de l'impact sur le salaire permanent des conditions d'emploi particulières. Ses évolutions épousent celles de la proportion de salariées n'exerçant pas leur activité à temps plein et il est sujet aux mêmes effets de date, d'âge et de cohorte (13).

C'est pour les salariées les plus âgées (50-60 ans) que les conditions d'emploi particulières se sont mises à peser le plus lourdement (cf. graphique X-C). La différence de salaire permanent sur cette tranche d'âge, selon que l'on considère l'ensemble des salariées ou seulement les salariées à temps plein, augmente de la cohorte 1918 (- 8 %) à la cohorte 1940 (- 17 %). Pour les plus jeunes salariées, l'augmentation a également été conséquente, passant de - 3 % pour la cohorte 1948 à - 10 % pour la cohorte 1970 (cf. graphique X-C). Qualitativement, on retrouve bien, dans l'évolution d'une cohorte à l'autre, la montée des conditions d'emploi particulières aux deux extrémités du cycle professionnel. Cependant leur effet sur le salaire est moins pénalisant en début qu'en fin de carrière, comme l'atteste le niveau de ce différentiel sur les deux parties de carrière extrêmes.

En revanche, l'impact sur le salaire permanent entre 30 et 50 ans évolue peu au contraire d'une cohorte à l'autre (cf. graphique X-B), car c'est précisément dans cette partie du cycle de vie que les formes particulières d'emploi sont les moins développées. Sur cette partie de carrière, il est de - 11 % pour la cohorte 1938 et de - 13 % pour la cohorte 1950. □

13. Voir dans ce numéro Malik Koubi, « Les trajectoires professionnelles : une approche par cohorte ».

*L'auteur tient à remercier Nicolas Herpin, Claude Thélot et Yannick Lemel pour leurs commentaires, critiques et suggestions, de même que tous les participants au séminaire de sociologie du Crest-Insee (Malakoff, 20 mars 2002), ceux du séminaire de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee (10 juin 2002) et ceux du séminaire du Laboratoire montpellierain d'économie théorique et appliquée (Montpellier, 7 février 2003), ainsi que deux rapporteurs anonymes de la revue.*

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Allain O. (1997)**, « La décomposition des évolutions de salaire selon l'âge, la cohorte et la période : méthodes et limites », Les politiques de l'emploi, 4<sup>e</sup> journées d'études Cereq-Lasmas-IdL-Laboratoire d'Économie Sociale, 22 et 23 mai 1997, Paris.
- Baltagi B. (1985)**, « Pooling Cross-Sections with Unequal Time-Series Length », *Economic Letters*, vol. 18, pp. 133-136.
- Baudelot C. et Gollac M. (1995)**, « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 17-36.
- Bayet A. (1996)**, « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Berger M.C. (1989)**, « Demographic Cycles, Cohort Size, and Earnings », *Demography*, vol. 26, Issue 2, pp. 311-321.
- Buchinsky M., Fougère D. et Kramarz F. (1998)**, « La mobilité salariale en France : 1967-1987 », *Revue économique*, vol. 49, pp. 879-890.
- Guillot Y. (1982)**, « Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 », *Économie et Statistique*, n° 210, pp. 13-20.
- Guillot Y. et Sevestre P. (1994)**, « Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 119-135.
- Kapteyn A. et Wansbeek T. (1989)**, « Estimation of the Error Components Model with Incomplete Panels », *Journal of Econometrics*, n° 41, pp. 341-361.
- Karen O., Mason W.M. et Halliman H. (1973)**, « Some Methodological Issues in Cohort Analysis of Archival Data », *American Sociological Review*, n° 38, pp. 248-258.
- Koubi M. (2002)**, « Éléments de caractérisation des carrières salariales des générations nées entre 1908 et 1980 », document de travail F0205, Insee.
- Koubi M. et Roux S. (2004)**, « Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire », document de travail, Insee, à paraître.
- Legris B. et Lollivier S. (1996)**, « Le niveau de vie par génération », *Insee Première* n° 423.
- Le Minez S. et Roux S. (2001)**, « Les différences de carrière salariale à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, pp. 31-63.
- Lollivier S. et Payen J.F. (1990)**, « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-96.
- Mincer J. (1958)**, « Investment in Human Capital and Personal Income Distribution », *Journal of Political Economy*, n° 4, pp. 282-302.
- Nijman T. et Verbeek M. (1992)**, « Incomplete Panels and Selection Bias », *The Econometrics of Panel Data*, L. Matyas and P. Sevestre eds., Kluwer.
- Rodgers W.L. (1982)**, « Estimable Functions of Age, Period and Cohort Effects », *American Sociological Review*, vol. 47, Issue 6 (December 1982), pp. 774-787.
- De Singly F. et Thélot C. (1989)**, *Gens du privé, gens du public. La grande différence*, Dunod, Collection L'œil économique.
- Welch F. (1979)**, « Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies Financial Bust », *The Journal of Political Economy*, vol. 87, Issue 5, Part 2: Education and Income Distribution.
-