



HAL
open science

Les carrières salariales françaises du privé sur longue période : effets de l'éducation, de l'ancienneté et de ruptures

Fabienne Berton, Jean-Pierre Huiban, Frédérique Nortier

► To cite this version:

Fabienne Berton, Jean-Pierre Huiban, Frédérique Nortier. Les carrières salariales françaises du privé sur longue période : effets de l'éducation, de l'ancienneté et de ruptures. Cart Benoît, Giret Jean-François, Grelet Yvette, Werquin Patrick (éd.). Derrière les diplômes et certifications, les parcours de formation et leurs effets sur les parcours d'emploi : XVèmes journées d'étude sur les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail, Coll. Relief/Échanges du Céreq, n° 24, Céreq, pp. 371-384, 2008. hal-00756090

HAL Id: hal-00756090

<https://hal.science/hal-00756090>

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 sur longue période : effets de l'éducation, de l'ancienneté et des ruptures

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

La particularité de notre travail est d'analyser les carrières salariales françaises du secteur privé sur le long terme. Les données exploitées vont ainsi de la génération née en 1934 qui est actuellement en retraite à la génération née en 1970 qui est actuellement en cours de vie active. On obtient donc plusieurs types de carrières :

- d'un côté des carrières dites complètes avec en permanence des situations d'emploi,
- des carrières entières mais avec des interruptions/accidents quelle qu'en soit la raison (chômage, maladie/maternité, inactivité), ce que l'on appelle généralement des carrières incomplètes,
- et d'un autre côté, des carrières en cours plus ou moins longues, avec à l'intérieur de celles-ci des interruptions/accidents éventuels de toute nature.

Cette catégorisation résulte des spécificités des données que nous exploitons. L'évènement premier qui motive la constitution de ce fichier (EIC20031) est la cotisation à un régime obligatoire de retraite. Les évènements renseignés correspondent donc soit aux cotisations à un régime, soit à l'absence de cotisation pour une période plus ou moins longue, soit aux cotisations avec changement de régime, soit aux validations de cotisation pour les situations autres que salariés : maladie (y compris maternité), chômage...

Ce travail constitue une première étape dans un processus de construction de carrières types représentatives des salariés du secteur privé. L'ensemble s'inscrit dans une collaboration entre chercheurs et le GIE Agirc-Arrco, fédérations des institutions de retraite complémentaire des salariés et des cadres du secteur privé.

Notre papier s'articule en trois parties : une première présente la problématique dans laquelle nous abordons les carrières salariales, les carrières salariales au cours du cycle de vie et les carrières salariales entre générations, en lien avec une revue de la littérature empirique sur ce thème. Une deuxième partie est consacrée à la présentation des données exploitées, l'EIC2003, et à la mise en forme du fichier, tandis que la troisième et dernière partie expose la modélisation et les résultats obtenus à cette première étape du travail. Nous constatons 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'interruption d'activité et de perception du revenu salarial, 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. La progression des carrières masculines semble devenir plus rapide entre 1960 et 2001, mais également se retourner plus rapidement. Les carrières féminines présentent le cas de figure inverse.

1. Les carrières salariales : problématique et revue de la littérature

1.1. Qu'entendons-nous par carrière salariale ?

La carrière salariale désigne la mobilité d'un individu à l'intérieur de la hiérarchie des salaires. Comme le rappellent Lollivier & Payen (1990), la terminologie même de carrière salariale autant au plan empirique que théorique est récente. Les textes qui y font écho se réfèrent à l'introduction de la notion de cycle de vie dans la théorie économique effectuée par Modigliani au début des années 1960 (Modigliani 1986). Dans ce

* **Fabienne Berton**, IISE CNRS-CNAM, Conservatoire national des Arts et Métiers, Case 250, 2, rue Conté 75003 Paris, berton@cnam.fr ; **Jean-Pierre Huiban**, Institut national recherche agronomique, UMR 1041, CESAER, BP87099, 21079 Dijon Cedex et ERUDITE, Université Paris 12, Faculté de Sciences économiques et de gestion, 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.

¹ EIC2003 : Échantillon Interrégime de Cotisants de la DREES, constituée de plus de 230 000 personnes des générations de 1934 à 1970, destiné à évaluer les droits acquis en matière de retraite (Colin, El Mekkaoui de Freitas, Michaudon 2004).

cadre, l'horizon des agents ne se limite pas simplement à la période courante mais à l'ensemble du cycle de vie. C'est dans la perspective d'un choix intertemporel d'investissement qu'est comprise la notion de carrière individuelle au plan théorique.

Au plan empirique, la carrière professionnelle se compose de l'ensemble des emplois successifs tenus par le salarié, succession d'épisodes plus ou moins longs d'emploi dans la même entreprise ou entre entreprises différentes (Simonnet 1996). La carrière salariale, selon Sollogoub (1992), ne doit pas être confondue avec la suite des salaires reçus par le salarié au cours du temps. Des éléments étrangers à la notion de carrière y sont intégrés : les évolutions générales du pouvoir d'achat des salaires et la génération d'appartenance des individus. En toute logique, dans une acception stricte de la notion de carrière salariale, il ne faut conserver que l'effet de la progression du travailleur en âge. Il faut également souligner que la carrière se lit sur des profils longitudinaux et non pas sur des coupes transversales. Les profils suivent un individu au cours du temps. L'observation de ces profils individuels permet d'analyser un phénomène (*i.e.* le salaire) à la fois dans sa dimension individuelle (caractéristiques individuelles observées ou non observées) et dans sa dimension temporelle où il faut s'efforcer de séparer la dynamique spécifique de chaque individu de l'évolution générale de son environnement.

Pour notre part, nous définissons la carrière salariale d'un individu par la contrepartie salariale, en unité monétaire constante, de sa trajectoire professionnelle en tenant compte des différentes phases de cette trajectoire et de ses différents accidents/interruptions de parcours.

1.2. Le lien salaire-ancienneté

Quels sont les éléments déterminant les carrières salariales, c'est-à-dire l'évolution des salaires avec l'âge et/ou avec l'ancienneté dans la ou les entreprises où s'exerce l'activité du salarié ? Compte tenu de ce qui vient d'être dit et des spécificités de nos données, le lien salaire-ancienneté peut être compris dans deux sens :

- dans un sens interindividuel et intragénérationnel (approche qui est aussi qualifiée de « cycle de vie » (*life cycle*) : il s'agit de l'évolution du lien salaire-ancienneté tout au long de la vie professionnelle d'un individu, compte tenu de ses différentes phases. La théorie économique qui rend compte de la liaison salaire-ancienneté est la théorie du capital humain. Selon cette théorie, l'ancienneté est assimilée à de l'expérience professionnelle accumulée (accumulation qui se poursuit à des rythmes divers tout au long de la vie de l'individu) qui vient réactiver l'accumulation première de capital humain par l'éducation initiale.
- dans un sens interindividuel et intergénérationnel : il s'agit de l'évolution du lien salaire-ancienneté au cours du temps, entre les différentes générations. La prise en considération des transformations du marché du travail, des conditions d'emploi et d'organisation de la production aboutissent au constat que les profils moyens de carrière salariale des générations nées dans les années 1930 et 1940 sont différents de ceux des générations des années 1960 et 1970 (Baudelot et Gollac 1997 ; Baudelot et Establet 2000).

Que nous apprend la littérature récente sur les carrières salariales en lien avec les transformations du marché du travail et de la mobilité professionnelle ? La problématique du rendement salarial de l'ancienneté, qu'il s'agisse de l'ancienneté dans l'emploi ou de l'ancienneté sur le marché du travail, est reprise selon les deux dimensions précisées plus haut : au cours du cycle de vie et entre les générations.

1.2.1. Le lien salaire-ancienneté au cours du cycle de vie

De nombreux travaux, plus ou moins directement inspirés de la théorie du capital humain et de ses prolongements, ont estimé, au plan empirique sur des données françaises, la relation entre éducation, ancienneté et salaire. Pour Goux & Maurin (1994), le lien entre formation, expérience et salaire, est d'une grande robustesse et doté d'un pouvoir explicatif non négligeable. On constate un effet d'obsolescence de l'éducation : son rendement salarial diminue avec l'expérience. Au-delà de son rôle d'acquisition de compétences, l'école a aussi une fonction de certification et de signalisation observable à travers l'influence du diplôme en lui-même. Le profil des carrières salariales selon l'expérience est d'une grande stabilité et l'ancienneté dans l'entreprise semble n'avoir en elle-même que peu d'effets sur les salaires. En outre, elle ne permet pas d'expliquer l'hétérogénéité des carrières. Les principales différenciations qui affectent la forme des carrières salariales tiennent au genre, aux entreprises et à des événements spécifiques comme les interruptions de carrière.

Les différenciations hommes/femmes

Analysant les dix à quinze premières années de carrière, Simonnet (1996) observe qu'elles ne présentent pas la même rentabilité salariale pour les hommes et pour les femmes. Même à diplôme égal ou comparable, les débuts de carrière diffèrent. Dès leur entrée sur le marché du travail, les femmes ont plus de difficultés à trouver un emploi ou obtiennent des postes pour de plus courtes périodes (Havet & Lacroix 2002). Par la suite, elles bénéficient moins des formations offertes dans l'entreprise et progressent plus difficilement dans la hiérarchie par rapport à leurs collègues masculins. Au sein d'une même entreprise, la mobilité interne est valorisée pour les hommes car elle est assimilée à une accumulation de capital humain spécifique, alors qu'elle pénalise les femmes qui rentabilisent mieux les changements d'entreprise. Ce résultat est confirmé par Pailhé & Solaz (2001).

Au total, à l'heure actuelle, dans le secteur privé, l'écart de revenu salarial moyen entre hommes et femmes ne s'est pas effacé, ni pour les débutants, ni après cinq ans de carrière. Il diminue pour les salariés à temps complet parce que les femmes occupent de plus en plus souvent des emplois qualifiés. Néanmoins le développement du travail à temps partiel, subi ou choisi, plus marqué pour les femmes que pour les hommes aboutit à l'accentuation des écarts de salaire (Le Minez & Roux 2001). Si l'on distingue les cadres des non-cadres, on constate un phénomène inversé : pendant leur carrière, les salaires des femmes cadres augmentent un peu moins rapidement que celui des hommes cadres, ce qui accroît les différences. Ce constat est inversé pour les non-cadres : en fin de carrière, le salaire d'une femme non-cadre tend à rattraper celui d'un homme non-cadre (Nortier & Rass 2006).

Les différenciations en fonction des entreprises

À niveau de formation et d'expérience professionnelle donné, les salaires sont plus élevés dans les grandes entreprises et dans les entreprises dont l'activité emploie une proportion importante de cadres et d'experts (Goux & Maurin 1997). Cependant, selon Kramarz (1996), l'hétérogénéité individuelle explique la plus grande part des écarts de salaire entre entreprises de taille différente même si la partie due à l'entreprise reste importante (25 %). La question de savoir si les écarts de salaire entre entreprises relèvent de différences dans leurs pratiques salariales (Kramarz 1996), ou de différences non observées dans la qualité des salariés employés (Goux & Maurin 1997), est controversée et invite à approfondir la modélisation de la relation d'emploi.

Les différenciations en fonction des interruptions de carrière

Le passage par le chômage semble en France marquer durablement les individus qui le subissent aussi bien en termes de retour à l'emploi que de salaire ultérieur, toutes choses égales par ailleurs : le chômage semble jouer en France un rôle de signal négatif vis-à-vis des employeurs (Bacache, Paserot et Peltan 1996). Les carrières des salariés du secteur privé, affectées par l'un des cinq aléas (chômage, maladie, préretraite, travail à temps partiel ou inactivité) donnent toujours lieu à un taux de remplacement du dernier salaire par la première retraite plus faible (Colin & Mette 2003), ce qui constitue l'indicateur d'une carrière salariale moins avantageuse. Cependant le chômage n'est pas également réparti dans la population : les salariés qui cumulent au moins deux ans d'interruptions exercent plus souvent les professions les moins qualifiées.

Les rendements salariaux de l'ancienneté

On assiste de fait à une polarisation des durées d'emploi entre d'un côté des durées qui restent longues et d'un autre côté un volant de salariés touchés par l'instabilité qui ne peuvent donc pas connaître de longues durées d'emploi. La mobilité s'est en effet accrue très sensiblement principalement à cause des passages par le chômage. L'ancienneté moyenne dans l'emploi reste cependant globalement stable, autour de 10,4 ans dans les principaux pays industrialisés en 2000 (Auer & Cazes 2003) sans diminution notable. La hausse de l'insécurité s'est concentrée sur les salariés de moins de dix ans d'ancienneté et sur les salariés de plus de 55 ans (Behagel 2003).

L'ancienneté dans l'entreprise au moment de la mobilité s'avère, toutes choses égales par ailleurs, le principal facteur de la mobilité contrainte ou non (Duhautois 2006). Certains travaux mettent l'accent sur l'affaiblissement des rendements de l'ancienneté : l'ancienneté dans l'emploi perd sa qualité protectrice par rapport au chômage. Mais si les effets de l'ancienneté sont complexes, au total, les études existantes concluent à un effet négatif de l'ancienneté sur la probabilité de retrouver un emploi (Margolis 2002). Briard (2004) constate la persistance d'un noyau dur de carrières continues, longues et à salaires élevés et une part

croissante, de carrières précaires de plus en plus déformées, marquées par le chômage et de faibles salaires. Ces évolutions s'accompagnent d'une atténuation du caractère sexué des carrières.

1.2.2. Le lien salaire-ancienneté entre les générations

Les différences de rémunération 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, mais les différentiels de salaire entre les différents niveaux de formation ou de diplôme tendent à se maintenir.

Quelles ruptures de tendance ?

Un très grand nombre de travaux signale une rupture sensible dans la forme générale des carrières au cours des années 1975-1985 (Debrand et Privat 2002). La relation entre l'âge et la rémunération salariale s'est fortement modifiée : les écarts entre tranches d'âge se sont creusés, l'âge où la rémunération est maximale s'est élevé. L'analyse descriptive de l'évolution des salaires sur les cinquante dernières années met en évidence les différences entre générations. 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 génération 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).

Les salaires de début de vie active diminuent désormais d'une génération à l'autre depuis le début des années 1980 (Selz et Thélot 2003). De plus, entre les générations 1954 et 1964, l'âge du premier emploi a reculé et la durée d'insertion s'est allongée. 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. Par ailleurs, dans les pratiques de gestion de la main-d'œuvre, la promotion par le diplôme s'est partiellement substituée à la promotion à l'ancienneté, prédominante dans les générations antérieures à 1950. Pour autant, la rentabilité salariale de l'éducation est toujours supérieure à celle de l'expérience, même si Selz et Thélot (2003) notent une baisse intervenue entre 1965 et 1985 : rémunérée de 9 à 9,5 % en moyenne par an au milieu des années 1960, l'éducation est rémunérée de 6 à 6,5 % aujourd'hui, soit beaucoup plus que l'expérience (rémunérée de 1 à 2 % par an).

Des carrières plus plates

Ces ruptures de tendance, 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 et 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).

Les causes de ces ruptures de tendance

Les causes des ruptures de tendance observées, sont principalement :

- les évolutions du salaire minimum avec la forte hausse de 1968 puis le plan de rigueur du 16 juin 1982 qui amorce la désindexation des salaires sur les prix (un salarié sur six est en juillet 2006 rémunéré au Smic dans les secteurs non agricoles hors intérim. Cf. L'Horty 2007) ;
- la conjoncture économique : le ralentissement économique du milieu des années 1970, les transformations structurelles au tournant des années 1985-1990, la récession du début des années 1990 ;
- les transformations structurelles de la population active et des activités économiques : hausse des niveaux de qualification, féminisation et tertiarisation ;
- la transformation des politiques salariales des entreprises : recul des augmentations générales au profit des augmentations liées à la performance individuelle, diminution très sensible du poids de l'ancienneté dans la progression du salaire de base individuel (Eustache et Guillotin 1995).

2. Les données et leur mise en forme : l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC)

La base de données mobilisée ici est un fichier d'origine administrative mis en place pour améliorer l'évaluation des droits acquis dans les différents régimes de retraite et pouvant s'apparenter à un panel de données individuelles, l'échantillon interrégimes de cotisants (EIC). Ce panel a été constitué par la Drees qui 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. L'EIC permet ainsi d'améliorer la connaissance des carrières en ajoutant aux salaires les périodes hors de l'emploi, dans la mesure où ces périodes ouvrent des droits à la retraite (chômage indemnisé, maladie...). Ainsi, les périodes de chômage non indemnisé ne sont que partiellement repérées, celles de perception du revenu minimum d'insertion (qui n'ouvre pas de droits à la retraite) ne pourront être qualifiées, ainsi que certaines périodes de travail à l'étranger. 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, soit les générations 1934 à 1970. Son taux de sondage est de une génération sur quatre et 2,67 % par génération tirée.

L'extrait utilisé pour cette étude concerne les personnes pour lesquelles au moins une période cotisée à l'Arrco² ou à l'Agirc³ a été enregistrée. Dans la mesure où les personnes nées entre 1934 et 1942 étaient très largement parties à la retraite (ou en cours de départ) au moment de la constitution du fichier, les régimes complémentaires n'ont renseigné les données que pour les individus de ces générations qui étaient encore « cotisantes » à leur sens. Il en résulte une sous-représentation de ces générations et surtout un biais inhérent : les personnes présentes dans ce fichier et nées en 1934, 1938 ou 1942 présentant des carrières dans le secteur privé atypiques (soit très courtes soit avec de hauts salaires), elles ont donc été retirées de l'analyse. Au final, l'échantillon contient environ 135 000 personnes.

2.1. La reconstitution des salaires

Deux sources, chacune insuffisante pour avoir l'exhaustivité des salaires annuels, sont mobilisées pour connaître les salaires dans l'EIC :

- les DADS. Les salaires ont été reconstitués sur une base annuelle pour éliminer les distorsions dues aux différences de nombre de jours travaillés. Mais, cette source n'est renseignée dans l'EIC qu'à compter de 1976. Ne prendre que les salaires DADS conduirait à éliminer les débuts de carrière des plus anciennes générations pour lesquelles on a pourtant également les fins de carrière ;
- les salaires soumis à cotisations connus par les régimes. Les salaires ne sont renseignés que par le régime de base⁴. Jusqu'en 1999, les cotisations salariales et patronales ne portaient que sur la partie du salaire inférieure à un certain niveau, appelé plafond de la Sécurité sociale : les salaires connus dans l'EIC *via* la Cnav sont « plafonnés » jusqu'à cette date. Or, en moyenne 14 % des salariés ont un salaire supérieur à ce plafond sur l'ensemble de la période étudiée. Ce sont en général des cadres qui ont cotisé à l'Agirc, régime complémentaire des cadres. Ce régime est un régime obligatoire différentiel dans le sens où il n'ouvre des droits que sur la part du salaire supérieure au plafond de Sécurité sociale. Pour estimer les salaires des cadres⁵, le choix a été fait de partir des droits acquis annuellement par les cadres au régime Agirc, régime par points : chaque année un cadre acquiert un certain nombre de points, qui accumulés et multiplié par la valeur du point au moment de son départ en retraite, fourniront le montant de sa retraite annuelle.

Le nombre de points annuels dépend de la cotisation et du prix d'achat annuel du point selon la formule suivante : Nombre de points = salaire * taux de cotisation / prix d'achat du point

L'assiette de cotisation et le salaire peuvent alors se calculer de la façon suivante :

Assiette = nombre de points * prix d'achat du point / taux de cotisation

Salaire = plafond de la Sécurité sociale + assiette estimée

L'EIC contient le détail des points acquis chaque année et les prix d'achat du point sont connus depuis l'origine du régime Agirc. En revanche, les taux de cotisation, non renseignés dans l'EIC, ont pu varier dans

² Association du régime de retraite complémentaire des salariés.

³ Association générale des institutions de retraite des cadres.

⁴ La Cnav, c'est-à-dire la branche vieillesse de la Sécurité sociale.

⁵ Pour les non-cadres, ce sont les salaires tels qu'ils ont été déclarés par la Cnav qui ont été retenus.

le passé entre 8 et 16 % (16 % obligatoires depuis 1999). Les assiettes des cadres ont donc été reconstituées pour trois taux de cotisation : 8 %, 16 % et le taux moyen statistiquement constaté.

Pour reconstituer les salaires annualisés, il a ensuite fallu estimer le nombre de jours travaillés, les fichiers régimes ne comprenant pas ces données : ces derniers ont été estimés à partir du nombre de trimestres cotisés. Cette approche est imparfaite dans la mesure où, dans le secteur privé, la validation d'un trimestre n'est pas liée au nombre de jours travaillés mais au salaire perçu. Ainsi, avoir été rémunéré l'équivalent de 200 heures au Smic permet de valider un trimestre que ce salaire ait été perçu en échange d'un jour ou de 90 jours de travail effectué. Le choix a été de retenir une année complète de travail (soit 360 jours) pour les personnes ayant validé quatre trimestres ou plus de cotisation et n'ayant connu aucune interruption d'activité. Pour les autres, le nombre de jours travaillés a été calculé au prorata entre trimestres attribués « gratuitement » au titre du chômage, de la maladie... et trimestres cotisés au titre de l'emploi.

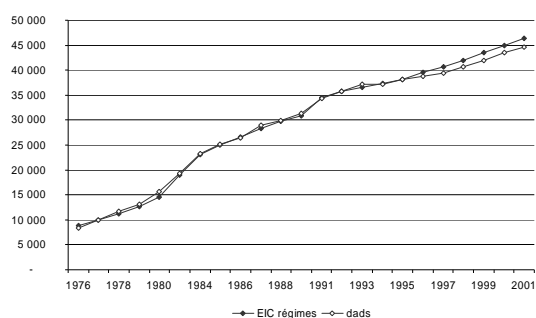
Le rapprochement entre les données régimes et les données issues des DADS (c'est-à-dire sur les années postérieures à 1976, pour les individus présents dans les deux bases à la fois) sur le nombre de jours travaillés et les trois niveaux de salaires annualisés montre que :

- pour 69 % des individus, le nombre de jours travaillés déclaré dans les DADS et estimé dans les données régimes est le même ;
- en moyenne, l'estimation du nombre de jours à partir des données régimes est légèrement supérieure au nombre de jours déclarés dans les DADS ;
- les salaires reconstitués au taux de 8 % et au taux moyen sont trop élevés ;
- pour les salaires reconstitués au taux de 16 %, les moyennes de salaires annuels montrent un niveau et une évolution sensiblement équivalents quelle que soit la source. En revanche, les distributions, résumées par le rapport interdéciles, sont plus importantes et plus volatiles pour les DADS (voir graphiques 1 & 2 ci-dessous). L'écart provient essentiellement du bas de la distribution. Si le premier décile de salaire calculé sur les DADS représente 94 % du premier décile calculé sur les données régimes pour les cadres hommes (85 % pour les cadres femmes), il n'en représente plus que 70 % pour les hommes non-cadres et surtout 54 % pour les femmes non-cadres !

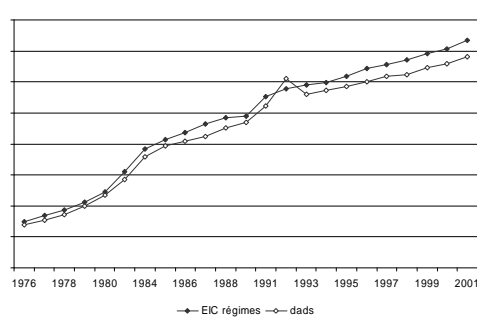
Au final, ce sont les salaires estimés à partir des données régimes qui ont été conservés pour cette étude.

Graphique 1
SALAIRES ANNUELS MOYENS (EN EUROS COURANTS)

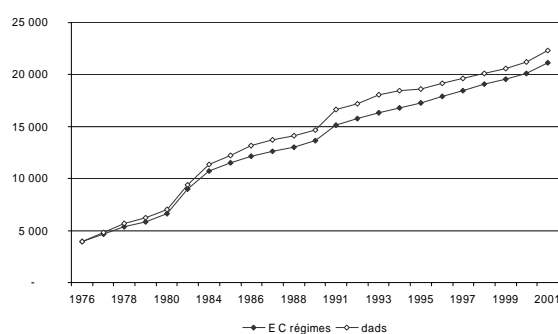
Cadres hommes



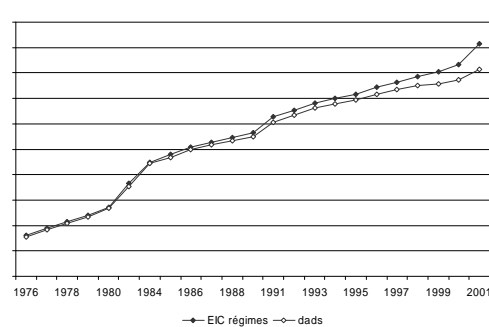
Cadres femmes



Non cadres hommes



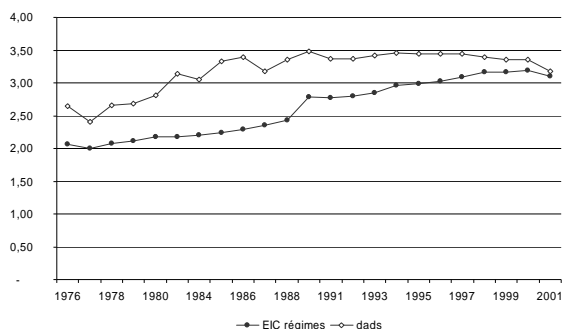
Non cadres femmes



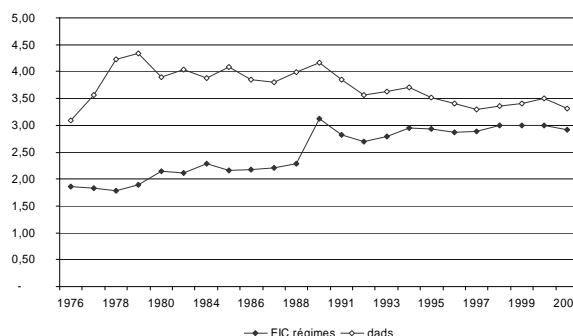
Source : Drees, EIC2003 et calculs Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

Graphique 2
RAPPORTS INTERDÉCILES (D9/D1)

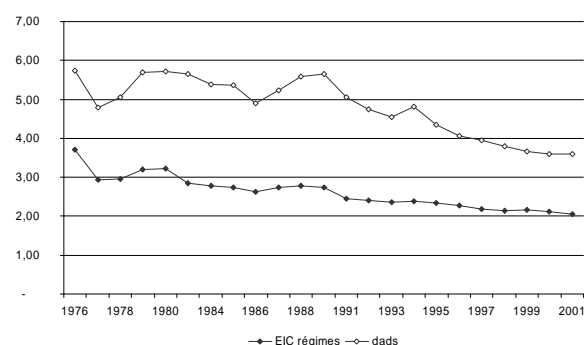
Cadres hommes



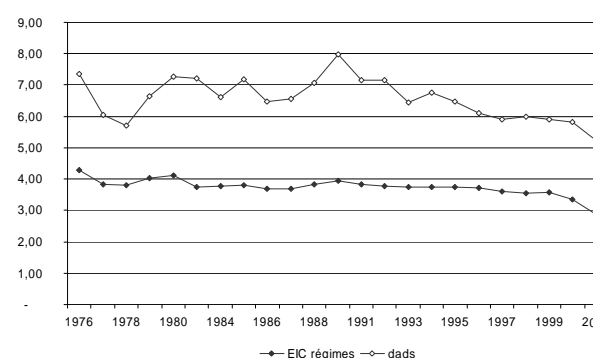
Cadres femmes



Non cadres hommes



Non cadres femmes



Source : Drees, EIC2003 et calculs Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

2.2. Qualifications et carrières

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. Pour les estimer, il a ainsi fallu reconstituer l'âge réel d'entrée dans la vie active. Celui-ci peut, en effet, ne pas correspondre à la première année de cotisation dans un régime de retraite en raison de la fréquence de ce qu'on appelle les « jobs d'été » ou des emplois pendant les études. L'année de début de carrière ou année du premier emploi correspond ici à la première année où il y a quatre trimestres validés quel que soit le régime et quelle que soit l'origine des trimestres : on suppose qu'il faut avoir eu un emploi durable au préalable pour avoir acquis suffisamment de droits pour valider des trimestres gratuits au titre du chômage ou de la maladie. 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.

Ensuite, le nombre d'années d'études est calculé par convention par rapport à 18 ans (+1 an pour les hommes pour cause de service militaire). L'ancienneté d'emploi dans le secteur privé, l'expérience professionnelle avec et sans chômage ont été également calculées (voir le § 3). Enfin, une variable (SITU) résumant le parcours professionnel de chaque année a été créée.

Tableau 1
LA VARIABLE SITU

	SITU
Emploi toute l'année en tant que salarié du privé sans chômage ni maladie	P
Emploi toute l'année en tant que fonctionnaire ou régime spécial sans chômage ni maladie	F
Emploi toute l'année en tant qu'indépendant (CnavPL et/ou RSI) sans chômage ni maladie	I
Chômage toute l'année sans rien d'autre	C
Maladie toute l'année sans rien d'autre	M
Emploi toute l'année avec plusieurs régimes dont salariés	S
Emploi toute l'année avec plusieurs régimes sans salariés	T
Emploi salarié + chômage toute l'année	E
Emploi salarié + maladie toute l'année	N
Emploi salarié + chômage + maladie toute l'année	G
Chômage et maladie toute l'année	H
Emploi autre que salarié + chômage et/ou maladie toute l'année	J
Plusieurs emplois dont salariés + chômage et/ou maladie toute l'année	K
Emploi seul en tant que salarié du privé mais sur une seule partie de l'année (<i>trimestres validés < 4</i>)	W
Maladie ou chômage sur une seule partie de l'année (<i>trimestres validés < 4</i>)	X
Emploi salarié + maladie et/ou chômage sur une seule partie de l'année (<i>trimestres validés < 4</i>)	Y
Autre	Z
Aucun trimestre validé	A

3. Le modèle économétrique et les résultats d'estimation

3.1. Le modèle économétrique

3.1.1. La forme générale

À la suite de la précédente revue de littérature, on considérera qu'une carrière salariale est une relation entre le salaire w de l'individu i , observé l'année t , son expérience (ancienneté) EXP et d'autres variables X . L'équation la plus communément utilisée s'écrit sous forme semi-logarithmique et introduit l'expérience sous forme quadratique :

$$\text{Log}w_{it} = w(a_0 + a_1(EXP_{it}) + a_2(EXP_{it})^2, X_{it})$$

Cette forme constitue un bon compromis entre la richesse des possibilités permises, quant à la forme des carrières, et la complexité mathématique résultante. Il devient en particulier possible d'introduire un point d'inflexion, à partir duquel le salaire cesse d'augmenter avec l'ancienneté. Cet (éventuel) point d'inflexion se situe à :

$$at = \frac{-a_1}{2a_2}$$

On sera donc attentif à ces deux paramètres, dont il est attendu qu'ils soient de signe contraire, le premier positif et le second négatif. La prise en compte des autres facteurs susceptibles d'influer sur le niveau de salaire peut s'effectuer de deux façons différentes. Sous la forme directe :

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

Dans ce cas, ces autres variables n'influent que sur a_0 , la valeur à l'origine de la relation. Les valeurs des coefficients a_1 et a_2 ne sont pas modifiées. Par exemple, le fait d'être une femme ne modifie que le niveau de salaire reçu, pas l'impact de l'ancienneté. Pour prendre en compte ce dernier effet, il suffit d'introduire des termes croisés :

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

Dans ce cadre c'est bien l'ensemble des paramètres de la carrière salariale qui est affecté. Il est alors possible de définir des carrières salariales spécifiques à chaque sous-groupe de population (les femmes cadres entrées dans la vie active entre 1968 et 1982).

3.1.2. Le choix des variables

Le niveau de salaire annuel observé pour l'individu i l'année t

La variable utilisée est le logarithme du salaire annuel de l'individu (ramené en euros constants de 1945 à 2001). Les observations correspondant à un salaire nul reçu pendant l'année sont conservées pour l'estimation, dès lors que la variable est effectivement renseignée et égale à 0 (on pose alors $\log w = 0$). Par contre on a exclu le cas des observations pour lesquelles la variable n'est pas renseignée (individu ayant reçu un salaire dans le secteur public ou étant inactif, par exemple).

La variable ancienneté

La variable *EXPERTOT* mesure l'écart entre la date d'entrée dans la vie active et la date considérée. Il s'agit du nombre total d'années d'expérience, incluant aussi bien l'activité que la non-activité.

Les autres variables X

Ce sont les variables susceptibles d'influer :

- sur le salaire, indépendamment de l'ancienneté (coefficient a_0) ;
- sur la liaison entre le salaire et l'ancienneté (coefficients a_1, a_2).

Nous avons retenu les variables suivantes :

- le genre : variable indicatrice FEM ;
- le statut : variable indicatrice CADRE ;
- le nombre d'années d'études : variable continue NBANETU, pouvant aller de -5 à 14 ;
- la période d'entrée dans la vie active : trois variables indicatrices EVA6067, EVA6882, EVA8301 ;
- deux variables indiquant la présence d'un accident/interruption une année donnée. Par accident, on entend tout événement (chômage, maladie/maternité...) ayant conduit à une durée de travail annuelle inférieure à six mois.

3.2. Les résultats des estimations

On dispose désormais d'un panel composé de 2 175 330 observations, soient 134 136 individus observés durant un certain nombre d'années. Le panel est non cylindré, puisque les carrières des différents individus ne couvrent absolument pas la même période. Les principaux estimateurs associés aux données de panel sont utilisés ici : l'estimateur des MCO, l'estimateur Within (modèle à effets fixes) et l'estimateur des MCQG (modèle à erreurs composées). Un test d'Hausman est réalisé qui conclue systématiquement au rejet de l'hypothèse d'endogénéité des régresseurs. Pour cette raison, on complète la série d'estimations en utilisant l'estimateur des variables instrumentales proposé par Hausman-Taylor (Cornwell et Rupert 1988).

3.2.1. Estimation d'un modèle réduit

On commence par estimer une forme réduite, sans introduire de variables caractéristiques des individus :

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

L'utilisation de cette forme très réduite nous permet d'établir un diagnostic sur nos données.

Tableau 2
RÉSULTAT D'ESTIMATION, VARIABLE DÉPENDANTE : LOG SALAIRE

Estimateur Variable	Ols	Within	Fgls
Constante	2,520		2,461
Expertot	0,061	0,063	0,062
Expertot ²	-0,00098	-0,00083	-0,00083
R ² corrigé	0,0896	0,0890	0,0890

N = 2175330, tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.
Source : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

Deux enseignements majeurs peuvent être tirés de la lecture du tableau 2 et de tests associés non reproduits ici. Les valeurs obtenues présentent une certaine vraisemblance : le coefficient à l'ordre 1 est positif, le coefficient à l'ordre 2 est négatif. Le rapport entre les deux valeurs est également plausible, il indique un retournement de la courbe après un peu plus de 30 ans de carrière. Pour autant, la capacité explicative du modèle est faible, à en juger par le niveau atteint par le R² ajusté. Les écarts constatés entre l'estimation en MCO et l'estimation en Within s'inscrivent dans un intervalle mesuré, même si par ailleurs tous les tests (existence et caractère aléatoire de l'effet individuel) concluent à la nécessité de distinguer entre variance inter et intra-individuelle. Enfin le test d'Hausman conclut au rejet de l'hypothèse d'exogénéité des variables explicatives : l'expérience est donc endogène à la formation du niveau de salaire. L'ensemble conclut à la nécessité d'introduire d'autres variables explicatives du salaire, mais aussi du déroulement de la carrière salariale.

3.2.2. L'introduction des autres variables explicatives

Le modèle simple

Plusieurs modèles peuvent être estimés. On commence par la forme la plus simple où les variables explicatives, autres que l'ancienneté, n'interviennent que sur la constante.

$$\text{Log}w_{it} = a_0 + a_1(\text{EXPERTOT}_{it}) + a_2(\text{EXPERTOT}_{it})^2 + a_f \text{FEM}_i + a_c \text{CADRE}_i + a_e \text{EDU}_i + a_{e1} \text{EVA6067}_i + a_{e2} \text{EVA6882}_i + a_{c1} \text{accindiv}_i + a_{c2} \text{accan}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Tableau 3
RÉSULTATS D'ESTIMATION, VARIABLE DÉPENDANTE : LOG SALAIRE

Estimateur Variable	Ols	Within	Fgls	Hausman-taylor
Constante	3,109		3,106	2,924
Expertot	0,054	0,057	0,056	0,057
Expertot ²	-0,00068	-0,00073	-0,00073	-0,00073
Fem	-0,601		-0,625	-0,594
Cadre	0,833	0,512	0,559	0,512
nbanetu	0,030		0,027	0,046
accindiv	-0,229		-0,224	-0,207
accan	-0,213	-0,184	-0,186	-0,184
Eva6067	-0,361		-0,430	-0,195
Eva6882	-0,226		-0,262	-0,095
R ² corrigé	0,289	0,1570	0,283	

N = 2 175 330, tous coefficients significatifs au seuil de 1 %, Hausman-Taylor : variables endogènes = CADRE, EXPERTOT, EXPERTOT2, ACCINDIV. Source : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

Le tableau 3 montre que l'inclusion des variables explicatives autres que l'ancienneté améliore grandement la robustesse du modèle. De plus, une certaine proximité entre les résultats obtenus entre estimation en OLS et estimation en Within est conservée. L'emploi de l'estimateur des variables instrumentales à la Hausman-

Taylor conduit à des coefficients non biaisés. Ceux-ci ont le signe attendu : les femmes et les non-cadres perçoivent des salaires moins élevés. C'est aussi le cas des générations plus anciennes. Par ailleurs le rendement des années d'éducation s'inscrit à un niveau relativement classique dans la littérature européenne (les niveaux américains apparaissant plus élevés), mais plutôt dans la partie basse de l'échantillon des valeurs rencontrées. On peut sans doute discerner ici l'impact de la variable statut, pour laquelle, d'ailleurs, l'écart entre les différentes estimations introduit une présomption d'endogénéité. Enfin, force est de constater l'impact très grand des accidents, non seulement lors de l'année directement concernée, mais également sur l'ensemble de la carrière. Le coefficient estimé s'établit en effet à une valeur négative, qui représente plus de quatre fois celui associé à une année d'ancienneté. La comparaison plus précise des coefficients entre ce tableau 3 et le tableau 2 montre que la valeur des coefficients associés à l'ancienneté diminue, à la fois à l'ordre 1 et à l'ordre 2. La courbe associée s'aplatit : le rendement associé à chaque année supplémentaire est plus faible lorsqu'on contrôle l'influence des autres variables. Par contre, une rapide estimation montre que la date d'un retournement s'éloigne : celui-ci n'advierait cette fois qu'après 39 ans de carrière.

Le modèle avec termes croisés

Ce modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} \text{Log}w_{it} = & a_0 + a_1(\text{EXPERTOT}_{it}) + a_2(\text{EXPERTOT}_{it})^2 + a_f \text{FEM}_i + a_c \text{CADRE}_i + a_e \text{EDU}_i \\ & + a_{e1} \text{EVA6067}_i + a_{e2} \text{EVA6882}_i + a_{f1} (\text{FEM}_i)(\text{EXPERTOT}_{it}) + a_{f21} (\text{FEM}_i)(\text{EXPERTOT}_{it})^2 \\ & + a_{c1} (\text{CADRE}_i)(\text{EXPERTOT}_{it}) + a_{c21} (\text{CADRE}_i)(\text{EXPERTOT}_{it})^2 + a_{e11} (\text{EVA6067}_i)(\text{EXPERTOT}_{it}) \\ & + a_{e12} (\text{EVA6067}_i)(\text{EXPERTOT}_{it})^2 + a_{e21} (\text{EVA6067}_i)(\text{EXPERTOT}_{it}) \\ & + a_{e22} (\text{EVA6067}_i)(\text{EXPERTOT}_{it})^2 + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

Tableau 4
RÉSULTAT D'ESTIMATION, VARIABLE DÉPENDANTE : LOG SALAIRE

estimateur variable	Ols	Within	Fgls
Constante	2,912		2,901
Expertot	0,116	0,113	0,114
Expertot ²	-0,0041	-0,0033	-0,0034
Fem	-0,210		-0,248
Cadre	0,978	0,659	0,736
Nbanetu	0,028		0,026
Acclndiv	-0,232		-0,225
Accan	-0,212	-0,180	-0,182
Eva6067	-0,618		-0,630
Eva6882	-0,165		-0,183
Fem*Expertot	-0,0797	-0,0812	-0,0811
Fem*Expertot ²	0,0025	0,0024	0,0024
Cad*Expertot	-0,0158	-0,0217	-0,0242
Cad*Expertot ²	0,00028	0,00052	0,00055
Eva6067*Expertot	0,0067	0,0098	0,0094
Eva6067*Expertot ²	0,0017	0,0009	0,0010
Eva6882*Expertot	-0,0262	-0,0234	-0,0236
Eva6882*Expertot ²	0,0022	0,0015	0,0016
R ² corrigé	0,3067	0,2169	0,2989

N = 2 175 330, tous coefficients significatifs au seuil de 1 %.
Source : Drees, EIC2003 et estimations Cnam-Inra-Agirc/Arrco.

L'examen de ces résultats confirme d'abord une certaine robustesse du modèle. Les valeurs du R² corrigé augmentent, notamment en Within. Par ailleurs les écarts entre les coefficients obtenus à l'aide des différents estimateurs (Within versus MCO) demeurent mesurés. La spécification du modèle en niveau et en écart à la moyenne ne conduit pas à des résultats trop éloignés. Les variables incluses dans le modèle captent donc une bonne partie de l'hétérogénéité entre individus et la part non observée apparaît finalement assez réduite. Si

l'on compare maintenant les résultats de ce tableau 4 à ceux du tableau 3, qui correspondent à la modélisation sans variables croisées, on constate que les coefficients des variables non concernées par le croisement (nombre d'années d'études, accidents) ne varient pratiquement pas. En revanche, les paramètres des variables concernées sont très sensiblement modifiés : le statut, le genre et la période d'entrée dans la vie active influent très sensiblement, non seulement sur l'ordonnée à l'origine, mais également sur les paramètres constitutifs de la pente de la courbe de carrière. Il est d'ailleurs possible de déduire des résultats précédents les valeurs estimées des coefficients associés à l'expérience, dans le cas de différentes sous-catégories d'individus (tableau 5).

Tableau 5
COEFFICIENTS ASSOCIÉS À L'EXPÉRIENCE, PAR CATÉGORIE

	Constante	Expérience	Expérience ²
Eva6067			
Hommes cadres	2,966	0,081	-0,0019
Hommes non cadres	2,271	0,105	-0,0024
Femmes cadres	2,718	0,000	0,0005
Femmes non cadres	2,023	0,024	0,0000
Eva6882			
Hommes cadres	3,413	0,067	-0,0013
Hommes non cadres	2,718	0,091	-0,0018
Femmes cadres	3,165	-0,014	0,0011
Femmes non cadres	2,470	0,010	0,0006
Eva8301			
Hommes cadres	3,637	0,090	-0,0029
Hommes non cadres	2,901	0,114	-0,0034
Femmes cadres	3,389	0,009	-0,0005
Femmes non cadres	2,653	0,033	-0,0010

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

En l'absence de représentation graphique, il est difficile d'aller au-delà de quelques commentaires succincts. Le premier est la très grande variabilité des profils de carrières, que l'on considère le rythme d'accroissement ou bien la valeur d'un éventuel seuil de retournement. Celui-ci peut intervenir très tôt (à peine 15 ans pour les salariés de la dernière période considérée) ou bien ne pas même exister dans les limites de l'exercice considéré (femmes cadres des premières générations). Des niveaux de salaire plus élevés, des progressions plus rapides, mais des carrières plus courtes (au sens de la période de progression), telle semble être l'évolution entre les trois périodes de début de carrière considérées. Les carrières féminines semblent marquées par une progression moins rapide mais étendues sur une période plus longue (en clair, le point de retournement semble être hors de portée de bons nombres de carrières féminines).

Conclusion

Cette étude porte sur les carrières salariales. Celles-ci sont saisies sous la forme d'une relation entre, d'une part le salaire perçu par un individu une année donnée, d'autre part son expérience mais aussi un ensemble de variables comme le genre, le statut, le nombre d'années d'études, la période d'entrée dans la vie d'active et les interruption/accidents. Une base de données nouvelle et extrêmement riche est utilisée, l'EIC (Échantillon interrégimes de cotisants) de la Drees, mise à disposition de l'AGIRC-ARRCO. Plus de 130 000 individus salariés du secteur privé y sont observés au long d'une carrière qui peut aller de 1960 à 2001. On obtient alors un panel non cylindré d'individus, qui permet d'estimer à la fois les effets de l'hétérogénéité observée à travers les variables présentes et ceux de la composante non directement observée de cette hétérogénéité.

Un premier ensemble d'estimations introduit les seules variables d'expérience et d'expérience au carré. Les résultats sont plausibles : le salaire croît avec l'ancienneté jusqu'à un retournement, au demeurant assez lointain. Mais l'estimation n'est pas très robuste. Les choses s'améliorent très nettement lorsqu'on introduit des caractéristiques de l'individu traditionnellement utilisées dans ce type de modèle, comme le genre, le statut ou le nombre d'années d'études. Mais il est particulièrement intéressant d'étudier l'impact des accidents, c'est à dire des événements (chômage, maladie/maternité...) qui conduisent à la non-perception de revenus salariaux durant une période donnée. Leur effet est négatif, mais leur prise en compte permet surtout de mieux contrôler l'impact des autres variables. Dans le cas des modèles les plus complets, l'effet

des caractéristiques sur le salaire est pris en compte au niveau de la constante, mais aussi à celui des coefficients de l'expérience, par l'inclusion de variables croisées. Il apparaît alors une très nette différenciation des profils entre les individus, selon leur genre, leur statut, mais également la période où ils sont entrés dans la vie active. La progression des carrières masculines semble devenir plus rapide entre 1960 et 2001, mais également se retourner plus rapidement. Les carrières féminines présentent le cas de figure inverse : plus lentes mais semblant n'atteindre que rarement un point d'inflexion. Les accidents de carrière, dus au chômage ou à la maladie, exercent une influence significative sur le profil de la carrière. Enfin, le niveau d'éducation joue un rôle positif, mais dont l'intensité est atténuée par la prise en compte d'autres variables, comme le statut.

Bibliographie

Auer P. & Cazes S. (2003), « Employment stability in an age of flexibility, Evidence form industrialized countries », *International Labour Office*, Geneva.

Bacache M., Paserot R. & Peltant S. (1996), « Conséquences du passage par le chômage sur la carrière professionnelle : analyse économique d'un stigmaté », ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, *Direction de la prévision*, Document de travail, n° 9611, 18 p.

Baudelot C. & Gollac M. (1997), « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et statistique*, n° 304-305, avril-mai, pp. 17-35.

Baudelot C. & Establet C. (2000), *Avoir 30 ans en 1968 et en 1998*, Paris, Seuil.

Behagel L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Économie et statistique*, n° 348, pp. 61-79.

Briard K (2006), *Du marché du travail à la retraite : des trajectoires types pour les assurés du régime général de la Sécurité sociale*, thèse pour l'obtention du doctorat en sciences économiques, Université de Paris IX Dauphine, 346 p.

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

Colin C. & Mette C. (2003) « Impact des différents aléas de carrière sur les retraites : inactivité, chômage, travail à temps partiel et préretraite », *Retraite et société*, n° 40, octobre, pp. 24-51.

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

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

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

Duhautois R. (2006), « De la disparition des entreprises à la mobilité des salariés », *Économie et statistique*, n° 400, pp. 3-15.

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

Goux D. et Maurin E. (1997), « Les entreprises, les salariés et la formation continue », *Économie et statistique*, n° 306, pp. 41-55.

Havet N. et Lacroix G. (2002), « Une modélisation des débuts de carrière et des écarts salariaux hommes-femmes », communication aux 19^e JMA, 6-7 juin, Rennes et Saint-Malo, 31 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, non paginé.
- Kramarz F. (1996), « L'apport des données appariées entreprises-travailleurs », *La Lettre du Crest*, n° 16, octobre, pp. 1-2.
- L'Horty Y. (2007), « Des hausses du Smic en trompe-l'œil entre 1999 et 2006 », *Le 4 pages du Centre d'études de l'emploi*, n° 43, juin.
- Le Minez S. & Roux S. (2001), « Les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière », *Insee Première*, n° 801, août.
- Lollivier S. & Payen J.-F. (1990), « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 87-95.
- Margolis D. (2002), « Licenciements collectifs et délais de reprise d'emploi », *Économie et statistique*, n° 351.
- Modigliani F. (1986), « Life Cycle, Individual Thrift and The Wealth of Nations », *American Economic Review*, 76, juin, pp. 297-313.
- Nortier F. & Rass C. (2006), « Les carrières s'aplatissent », Dossier Retraités et retraite 2005-2025, *Retraite complémentaire Agirc-Arrco*, 1^{er} trimestre, 20 p.
- Pailhé A. & Solaz A. (2001), « Mobilité géographique, professionnelle et gains salariaux des hommes et des femmes », communication aux 11^e Journées du SESAME, Université de Lille, septembre, 27 p.
- Selz M. & Thélot C. (2003), « La rentabilité salariale de la formation et de l'expérience en France depuis 35 ans », *Cahiers du Lamas*, série Document de travail n° C03-1, juin, 35 p. (Paru dans *Population-F*, 2004, vol. 59, n° 1, pp. 11-50).
- Simonnet V. (1996), « Mobilité professionnelle et salaire : des différences entre hommes et femmes », *Économie et statistique*, n° 299, pp. 59-71.
- Sollogoub M. (1992), « L'analyse économique des carrières salariales : l'approche en termes de capital humain », *Travail et emploi*, n° 54, pp. 52-59.