

Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi

Sylvie Le Minez et Sébastien Roux*

Les trajectoires salariales dans le secteur privé se différencient dès le premier emploi durable. Les salariés ont, en effet, des débuts de carrière très différents, soit parce qu'ils reflètent certaines caractéristiques qui leur sont propres et sur lesquelles on ne dispose pas toujours d'informations, soit du fait du hasard et de la date d'insertion sur le marché du travail, parce que les emplois qui leur sont proposés peuvent être, à niveau de formation équivalent, différents. Quelles que soient les raisons de ces différences initiales, certaines d'entre elles persistent comme le fait de débiter à temps partiel ou la qualification du premier poste occupé.

Une description des trajectoires des salariés du secteur privé permet de différencier les effets sur la trajectoire salariale des changements de situation d'emploi (« effets liés à l'emploi ») de ceux qui sont liés aux salaires (évolution des purs différentiels de salaire entre professions, entre hommes et femmes à type d'emploi donné). Ces changements ont été analysés dans deux dimensions, en étudiant des cohortes de débutants sur le marché du travail de 1976 à 1992 : inter-générationnelles (évolution des effets entre cohortes), et intra-générationnelles (évolution des écarts au cours de la carrière).

En découlent certains constats nouveaux. Par exemple, les écarts de rémunération entre hommes et femmes en cours de carrière se creusent plus pour les générations récentes que pour les générations anciennes sous un double effet : d'une part, les purs écarts de rémunération mensuelle entre hommes et femmes à caractéristiques des emplois données diminuent d'une génération à l'autre ; d'autre part, les disparités de revenu entre hommes et femmes s'accroissent entre générations du fait de conditions d'emploi de moins en moins rémunératrices pour les femmes relativement aux hommes.

* Au moment de la rédaction de cet article, Sylvie Le Minez était chargée d'études à la division Exploitation des fichiers administratifs et Sébastien Roux chargé d'études à la division Salaires et revenus d'activité, à l'Insee.
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'objet de cet article est de caractériser les situations d'emploi et de salaire des débutants sur le marché du travail au cours de leurs premières années de vie professionnelle et de commenter les évolutions à l'œuvre depuis le milieu des années 70. Les conditions d'embauche des jeunes se sont modifiées. L'allongement de la scolarité, l'insertion plus tardive et plus précaire sur le marché du travail, le rôle de plus en plus déterminant du diplôme (niveau et spécialité de formation) sur le risque de chômage ont été soulignés dans de nombreux travaux (Insee, 1995 et 1997 ; Lechene *et al.*, 1995). En particulier, pour les jeunes ne possédant pas le baccalauréat général, la période allant de la fin de la formation au premier emploi « durable » s'est considérablement allongée (Balsan, Hanchane et Werquin, 1996).

Aussi peut-on se demander, rétrospectivement, quelle est la persistance au cours de la carrière des caractéristiques du premier emploi et comment elle varie en fonction de la date d'entrée sur le marché du travail. Entre des salariés débutants à de faibles niveaux de salaire sur des emplois à temps partiel et des salariés débutants sur des emplois à temps complet bien rémunérés, les différenciations de trajectoire se sont-elles accrues pour les générations du début des années 90 relativement aux générations plus anciennes ? Quels sont les facteurs explicatifs de ces différenciations ? Comment ont-ils évolué au cours des générations ?

Les débutants dans le champ de l'emploi salarié du secteur privé

On se propose d'aborder ces questions à partir de l'analyse des trajectoires professionnelles et salariales de cohortes de débutants sur le marché du travail étalées de 1976 à 1992. Les données sont extraites du panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) (1). On ne cherche pas à décrire ni à expliquer la période d'insertion professionnelle, mais à apprécier l'impact sur la trajectoire future des caractéristiques du premier emploi relativement stable.

La nature des données mobilisées explique en partie l'orientation retenue : on ne dispose d'informations que sur les individus en emploi salarié dans le secteur privé ; la durée écoulée depuis la sortie du système scolaire, le niveau de formation, les périodes de chômage, de formation ou d'emplois aidés sont inconnus. Néanmoins, on considère que les caractéristiques des premiers emplois salariés sont pour partie

révélatrices des conditions d'insertion et des niveaux de formation des jeunes. Les entrants considérés sont des jeunes salariés ayant une première expérience professionnelle d'au moins six mois dans le champ de l'emploi salarié du secteur privé. Certains de ces salariés seront de « faux débutants », dans le sens où ils auront déjà accumulé une expérience professionnelle (apprentissage ; CDD de moins de six mois ; emploi dans les collectivités locales). Ainsi, 54 % des débutants retenus dans l'étude ont exercé auparavant une activité salariée de courte durée dans le secteur privé, qui dans près d'un quart des cas a consisté en un stage (y compris un emploi d'étudiant rémunéré pendant l'été) ou un emploi en apprentissage.

Par ailleurs, comme la source de données recense tous les emplois salariés du secteur privé, les périodes d'emploi peuvent correspondre à des individus travaillant ponctuellement dans ce champ, y compris pour une durée de six mois. De fait, de nombreux salariés ne sont plus présents dans les données un an plus tard comme cinq ans plus tard. Aussi, a-t-on conservé uniquement les salariés débutants une année donnée également présents l'année suivante dans le champ des DADS. On s'assure ainsi que ce premier emploi constitue le point de départ bien identifié de la suite de la carrière.

Pour tous ces débutants, on dispose des séquences de salaires dans les différentes entreprises du secteur privé dans lesquelles ils ont été employés entre 1976 et 1998. Les trajectoires des entrants en 1976 sont observées sur vingt-deux ans, celles des entrants en 1992 sur six ans. Il s'agit de la seule source de données françaises permettant de suivre autant d'individus sur une aussi longue période. Au total, les trajectoires professionnelles de 365 000 individus sont examinées, représentant 9,1 millions de salariés (le taux d'échantillonnage du panel DADS est égal à 1/25). Les tailles des cohortes étudiées varient de 16 900 en 1980 à 45 700 en 1991 (2) en fonction du mode de sélection (cf. tableau 1).

On ne considère pas les cohortes de débutants entrant sur le marché du travail après 1992 car on n'a plus assez de recul pour observer leur devenir quelques années plus tard. De plus, la rupture de série des DADS en 1993, suite à

1. Pour une description complète et précise des données utilisées, des traitements effectués et du champ retenu, se reporter à l'annexe 1.

2. La taille des cohortes dépend en grande partie du mode de sélection des données, en particulier sur 4 des 15 cohortes, du fait de la non-collecte des données au cours des années 1981, 1983 et 1990.

l'exploitation exhaustive des données, aurait certainement entraîné une rupture dans la définition et la caractérisation des débutants, ce qui aurait rendu plus difficile encore l'interprétation des résultats.

Trajectoires d'emploi et carrières salariales selon les caractéristiques du premier emploi

Les carrières salariales sont souvent analysées du point de vue du rendement du capital humain initial, de l'expérience professionnelle et de l'ancienneté (Guillot, 1988 ; Baudelot et Glaude, 1989 ; Lollivier et Payen, 1990 ; Goux et Maurin, 1994 ; Bayet, 1996 ; Lhéritier, 1992 ; Guillotin et Sevestre, 1994). Elles font intervenir de plus en plus souvent des données longitudinales et tentent de neutraliser les biais liés à l'hétérogénéité des caractéristiques non observées des individus comme des pratiques salariales spécifiques des employeurs.

Cet article s'inscrit davantage dans le champ de la littérature économique consacrée aux débuts de carrière (essentiellement Topel et Ward (1992) sur données américaines et Simonnet (1996) sur données françaises) et à l'analyse des déterminants de la mobilité et des salaires et de leur interaction en début de vie professionnelle.

L'analyse proposée consiste en l'étude descriptive des variabilités des trajectoires professionnelles et salariales en fonction des caractéristiques du premier emploi (cf. encadré 1). Pour chaque cohorte de débutants, on étudie pour chaque année écoulée depuis l'année du premier emploi « durable » la probabilité d'être toujours en emploi et le salaire perçu en fonction des caractéristiques du premier emploi. Cette analyse permet de décrire les évolutions à l'œuvre tout au long de la carrière et de les comparer d'une cohorte à l'autre. Elle prend en compte des effets de génération (via le premier emploi) et tente d'intégrer les effets de sélection (via la probabilité de quitter le champ des DADS).

Dans un second temps, la description des salaires perçus chaque année écoulée depuis l'entrée dans le champ des DADS est enrichie des changements intervenus en cours de trajectoire (changements de condition d'emploi, de temps non complet, compris ici au sens temps partiel ou intermittent, à temps complet notamment ; mobilités socioprofessionnelle, géographique, sectorielle ; changements d'entreprise). Cet article a une vocation descriptive et factuelle. On ne cherche pas à étudier un effet particulier (tel que les rendements de l'ancienneté ou les effets de la mobilité professionnelle par exemple) mais à décrire les différenciations de trajectoire à partir du premier emploi.

Tableau 1
Effectif des cohortes

Cohortes	Mode de sélection	Nombre de débutants (1 ^{er} emploi « durable »)	À temps complet (en %)	Hommes (en %)
1976	normal	20 360	86,7	56,7
1977	normal	25 841	85,0	52,5
1978	normal	25 386	82,8	51,0
1979	normal	24 644	82,1	52,2
1980	(1)	16 884	82,0	52,6
1982	(1) et (2)	32 021	83,9	53,5
1984	(2)	38 840	78,1	53,8
1985	normal	22 109	73,7	53,6
1986	normal	21 578	73,7	55,4
1987	normal	22 749	73,3	54,9
1988	normal	23 787	71,9	55,3
1989	(1)	20 740	74,1	56,1
1991	(2)	45 673	72,1	53,1
1992	normal	24 330	69,9	54,6
1976-1992		364 942	77,6	53,8

1. Comme les années 1981, 1983 et 1990 sont manquantes dans les DADS, on a imposé que les débutants en 1980, 1982 et 1989 soient présents non pas un an plus tard mais deux ans plus tard dans les DADS.
2. Pour la même raison, les débutants en 1982, 1984 et 1991 sont plus nombreux, car parmi eux se glissent des débutants (non observés) en 1981, 1983 et 1990.

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

MÉTHODOLOGIE STATISTIQUE : UNE APPROCHE SEMI-STRUCTURELLE

Les données disponibles permettent d'observer un individu à son entrée dans le secteur privé (c'est-à-dire son premier emploi de plus de six mois et son salaire à cette date) et toute la suite de sa carrière jusqu'en 1998 (dernière date d'observation). Pour chaque individu ayant débuté sur le marché travail, on observe ce qu'il est devenu t années plus tard, c'est-à-dire s'il est toujours employé et, le cas échéant, son salaire « d'arrivée ». La formalisation de ce processus est la suivante :

$$\begin{cases} w_0 = X_0\alpha + u_1 \\ (1 - pres_t)^* = X_0\beta_t^P + \delta_t^P Nbsiri + u_2 \\ w_t = X_0\beta_t^S + \delta_t^S Z_t + u_3 \end{cases}$$

$$\text{où } \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{bmatrix} \rightarrow N \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \rho_{1t} & \rho_{3t} \\ \rho_{1t} & 1 & \rho_{2t} \\ \rho_{3t} & \rho_{2t} & \sigma_3^2 \end{bmatrix} \right)$$

où w_0 est le salaire de début de carrière, $pres_t$ est une variable indiquant si l'individu est employé dans le secteur privé t années plus tard, et w_t est le salaire observé t années plus tard le cas échéant. On représente ainsi la trajectoire professionnelle et salariale d'un entrant en l'année t_0 par la séquence suivante ($w_0, pres_1, w_1, \dots, pres_t, w_t$). Les résidus (u_1, u_2, u_3) suivent une loi normale trivariée de moyenne nulle et de matrice de variance-covariance décrite ci-dessus.

Interprétation du modèle

Dans cette formalisation, on suppose que le logarithme du salaire de début w_0 est la somme d'une fonction de caractéristiques X_0 observables et d'un résidu u_1 représentant l'ensemble des caractéristiques non observables. On suppose ici que les caractéristiques observables sont exogènes, c'est-à-dire non corrélées aux inobservables.

X_0 correspond aux variables explicatives caractérisant le premier emploi et le salarié : il s'agit du sexe, de l'âge à l'entrée sur le marché du travail (quatre modalités : 16-20 ans, 21-24 ans, 25-28 ans, 28-35 ans), de la catégorie socioprofessionnelle (sept modalités : chefs d'entreprise salariés, cadres, professions intermédiaires, employés qualifiés, ouvriers qualifiés, employés non qualifiés, ouvriers non qualifiés), du secteur d'activité (NES16, rétropolation), de la taille (onze modalités) et de la région d'implantation (neuf modalités) du premier emploi.

Quelques années plus tard, t précisément, la présence de l'individu sur le marché du travail dépend des caractéristiques observables X_0 intervenant en début de carrière, du nombre d'emplois non durables ayant été tenus par l'individu avant son entrée sur le marché du travail (1) ($Nbsiri$) et d'un résidu u_2 représentant les caractéristiques inobservables et pouvant être corrélé au résidu de la première équation de salaire (ρ_{1t}). Cette corrélation représente la possible endogénéité du comportement de participation au marché du travail

par rapport au salaire de début (notamment fondé sur des caractéristiques fixes inobservables). Comme la présence sur le marché du travail est une variable qualitative ne pouvant prendre que deux modalités, on suppose l'existence d'une variable latente sous-jacente ($1-pres_t$)*, négative lorsque l'individu est présent t années plus tard sur le marché du travail, positive sinon.

La dernière équation concerne le salaire t années après le début de carrière. Ce salaire d'arrivée va dépendre des caractéristiques de début de carrière X_0 et de variables Z_t pouvant évoluer avec le temps (2) : dans la formalisation la plus simple (modèle de type I), on retiendra les interruptions de carrière au cours de ces t années (période totale d'interruption rapportée à t afin de prendre en compte une expérience réelle et pas seulement une expérience potentielle, prise en compte par la constante de l'équation de salaire l'année t), introduites séparément pour les hommes et les femmes, et le nombre d'employeurs depuis t années, rapporté à t . Enfin, le salaire d'arrivée dépendra d'un résidu u_3 , pouvant être corrélé à u_1 et à u_2 . La corrélation entre u_1 et u_3 correspond à l'existence d'une hétérogénéité fixe inobservable influençant le salaire de début et d'arrivée (comme le diplôme mais aussi des caractéristiques personnelles de l'individu inconnues du statisticien). La seconde corrélation entre u_2 et u_3 correspond à l'endogénéité du comportement du salarié, qui pourrait choisir de ne pas participer si son salaire était trop faible. Ce dernier comportement se traduira, lors de la mise en œuvre de cette formalisation, par une valeur estimée significativement négative de ρ_{3t} .

Une représentation de la différenciation des trajectoires salariales et professionnelles

Au cours de la carrière...

Cette formalisation illustre comment les trajectoires professionnelles et salariales se différencient, en fonction des coefficients β_t^P , β_t^S , δ_t^P et δ_t^S , et des variables explicatives correspondant à ces coefficients. Par exemple, la suite de coefficients β_t^P , variant avec le temps, montre comment l'impact des caractéristiques du premier emploi X_0 sur la présence t années plus tard se déforme au cours de la carrière. On s'attend donc à ce que les coefficients β_t^P soient, en valeur

→

1. Cette variable est introduite pour tenir compte du comportement d'attachement de l'individu au marché du travail : son introduction est nécessaire pour l'estimation du modèle, il s'agit de la restriction d'exclusion, dont on suppose qu'elle influence la participation et non les salaires. Cette variable peut aussi bien matérialiser la recherche d'un bon appariement qu'une insertion difficile. Les estimations suggèrent d'ailleurs que le premier effet l'emporte. En effet, une mobilité importante en début de vie active « n'est pas nécessairement synonyme de précarité » (Bordigoni et Mansuy, 1997).

2. D'autres variables explicatives peuvent être introduites dans cette régression, notamment certaines contrôlant les changements ayant été observés au cours des t années (cf. infra, dans la mise en œuvre).

Encadré 1 (suite)

absolue, décroissants au cours du temps lorsque les différenciations s'atténuent et croissants lorsqu'elles augmentent.

... et entre cohortes de débutants

On peut également différencier les populations en fonction de leur date d'entrée sur le marché du travail et ainsi constituer des cohortes. Le modèle présenté ci-dessus est alors reproduit pour chaque cohorte, et pour chacune d'elle, pour chaque année de carrière. Dans ce cas, on qualifie les différenciations de trajectoires entre cohortes à partir de l'étude des coefficients β_t^P , β_t^S , δ_t^P et δ_t^S estimés séparément pour chaque cohorte pour un même nombre d'années écoulées depuis l'entrée sur le marché du travail. Comparer les salariés en début de carrière d'une cohorte à l'autre revient à comparer les différentes valeurs de α pour chaque cohorte.

Méthode d'estimation du modèle

Statistiquement, les biais d'endogénéité évoqués plus haut se traduisent par une corrélation possible entre les résidus des différentes équations et les variables explicatives. Pour contrôler ces biais d'endogénéité, la méthode retenue consiste à purger les résidus de la corrélation possible avec les variables explicatives, c'est-à-dire de se ramener à des équations pouvant être estimées par les Moindres Carrés Ordinaires, les variances des estimations étant néanmoins biaisées (Smith et Blundell, 1986).

Ainsi, pour une cohorte et une année donnée, le modèle est estimé pour tenir compte des possibles corrélations entre résidus. La séquence en est la suivante :

1. Estimation de la première équation par les MCO : on obtient une estimation du résidu initial \hat{u}_1 .
2. Estimation de l'équation de présence par un modèle *probit* (l'hypothèse de normalité est importante ici : on ne peut pas estimer de modèle *logit*). L'introduction du résidu initial \hat{u}_1 parmi les variables explicatives purge le résidu de l'équation de présence u_2 de sa corrélation avec u_1 .

L'équation de participation estimée est ainsi :

$$(1 - pres_t)^* = X_0\beta_t^P + \delta_t^P Nbsiri + \frac{\rho_1}{\sigma_1^2} \hat{u}_1 + \varepsilon_2$$

où ε_2 est un résidu non corrélé aux variables explicatives suivant une loi normale de moyenne nulle et de variance égale à $1 - \rho_1^2/\sigma_1^2$. On en déduit également une estimation de la corrélation entre le résidu de l'équation de salaire initiale et celui de l'équation de participation. Cette corrélation s'interprète comme l'impact des caractéristiques non observables en début de carrière sur la participation en t (un, deux, voire dix ans plus tard).

3. Estimation de l'équation de salaire en t par les MCO en introduisant comme variable explicative le résidu

initial \hat{u}_1 et le ratio de Mills estimé à partir de l'équation de présence à l'étape 2.

$$w_t = X_0\beta_t^S + \delta_t^S Z_t + \frac{\rho_2}{\sigma_1^2} \hat{u}_1 + \frac{\rho_3 - \rho_1\rho_2/\sigma_1^2}{\sqrt{1 - \rho_1^2/\sigma_1^2}}$$

$$\frac{\phi\left((X_2\beta + \hat{u}_1\rho_1/\sigma_1^2)/\sqrt{1 - \rho_1^2/\sigma_1^2}\right)}{\Phi\left((X_2\beta + \hat{u}_1\rho_1/\sigma_1^2)/\sqrt{1 - \rho_1^2/\sigma_1^2}\right)} + \varepsilon_3$$

où ε_3 est une variable aléatoire (non normale) de moyenne nulle et indépendamment identiquement distribuée (iid), sous les hypothèses faites précédemment, ce qui assure que les MCO appliqués à cette équation sont convergents. ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite. Cette méthode d'estimation permet aussi d'obtenir assez simplement les matrices de variance-covariance des résidus et de tester l'endogénéité du processus.

Cette méthode permet d'obtenir des estimateurs non biaisés des coefficients. L'introduction du résidu initial dans l'équation de présence vise en effet à contrôler la présence d'une hétérogénéité fixe inobservable influant sur le premier salaire et sa présence t années plus tard. L'introduction du résidu initial dans la troisième équation répond au même objectif. L'introduction du ratio de Mills est censée contrôler l'endogénéité éventuelle du biais de sélection pour le salaire futur.

Mise en œuvre : les modèles de type I et II

Pratiquement, le modèle présenté ci-dessus est estimé pour chaque cohorte définie par son année d'entrée sur le marché du travail et pour chaque année de carrière disponible. Cela revient à estimer ce modèle 161 fois. En effet, chaque modèle est d'abord estimé pour chaque année d'entrée considérée (première équation), soit 14 fois pour toutes les années comprises entre 1976 à 1992 (3). Pour chaque année, on estime ensuite le modèle pour toutes les années suivantes (4). On dispose ainsi, pour chaque variable de chaque équation, de 161 coefficients dont les évolutions sont présentées sous forme de graphiques.

Pour les exploitations statistiques, on considère deux modèles. Le premier, dénommé de *type I*, correspond exactement à celui qui est présenté ci-dessus : l'idée est d'observer ce que deviennent les individus en contrôlant leurs caractéristiques de début d'emploi. Ce modèle permet d'observer comment les trajectoires se différencient « à situations de début de carrière

→

3. Rappelons que les années 1981, 1983 et 1990 sont absentes dans les DADS.

4. En raison de la sélection opérée pour le premier emploi durable (les salariés sont toujours en emploi l'année suivante), ces estimations commencent deux années après l'année du premier emploi. En raison des années manquantes dans les DADS, les estimations commencent trois ans après pour les cohortes 1982 et 1989 et quatre ans après pour celle de 1980.

L'évolution des premiers emplois durables et des caractéristiques de leurs occupants

De 20,2 ans en 1976, l'âge moyen au premier emploi durable de plus de six mois est passé à 22,8 ans en 1992. Il a davantage augmenté pour les débutants à temps complet (de 19,9 ans à 22,9 ans). Cette augmentation traduit deux phénomènes : l'allongement de la durée des études, parfois motivée par le souci d'échapper au chômage quand la conjoncture est défavorable, et l'augmentation de la durée d'insertion (3). Le nombre moyen d'emplois précédant le premier emploi durable est passé de 0,4 en 1977 à 1 depuis 1988 et sa variance a augmenté, ce qui reflète autant (si ce n'est plus) l'accroissement des transitions entre chômage et emplois instables que l'allongement de la durée d'insertion.

La durée médiane des premiers emplois a baissé

La durée des premiers emplois durables est, par définition, toujours supérieure ou égale à six

mois. Sa durée maximale est tronquée : elle ne peut excéder 22 ans pour les débutants en 1976 et 6 ans pour les débutants en 1992. Néanmoins, la durée médiane est un indicateur pertinent de l'évolution de l'ancienneté dans le premier emploi car elle n'est pas sensible à la troncature, tant que celle-ci concerne le haut de la distribution des durées (ce qui est le cas ici). Celle-ci a diminué en vingt ans, passant de 3,2 années en 1976 à 2,5 années en 1992 (soit moins huit mois). Certes, la moindre durée des premiers emplois à temps non complet (2 ans en 1992), proportionnellement plus nombreux aujourd'hui, explique cette diminution globale. Il en est de même des premiers emplois des femmes, hier de plus longue durée que les premiers emplois masculins (3,3 ans contre 3 ans), aujourd'hui d'une durée plus courte (2,3 ans contre 2,6 ans). Mais la durée médiane des premiers emplois à temps complet a elle aussi baissé de 3,3 années à 2,8 années.

Au total, la proportion des premiers emplois n'excédant pas un an a augmenté, qu'il s'agisse d'emplois à temps complet ou non. De 17 % en

3. Pour un examen plus approfondi de cette question, se reporter à Le Minez, Roux et Zamora (2002).

Encadré 1 (fin)

similaires », sans tenir compte du devenir des individus. Seul le salaire d'arrivée est pris en compte.

Le second, appelé de *type II*, cherche au contraire à tenir compte du devenir des individus. Dans ce modèle, le salaire t années plus tard va aussi dépendre des caractéristiques de l'emploi occupé à ce moment-là, c'est-à-dire de la position professionnelle, du caractère à temps complet ou non de l'emploi, du secteur d'activité, de la taille de l'entreprise et de la région d'implantation. Les caractéristiques de l'emploi t années plus tard seront appréciées relativement aux caractéristiques de l'emploi en début de carrière : on parlera de changements de situation par rapport à l'emploi initial. Plus précisément, Z_t inclut le changement de condition d'emploi (passages temps complet vers temps non complet et réciproquement), le changement de catégorie socioprofessionnelle (promotion, déclassement, ou changement « horizontal ») et les changements de secteur d'activité ou de région. Trois types de mobilité professionnelle ont été retenus : mobilité ascendante, sachant que la hiérarchie retenue est 1 : cadres, 2 : professions intermédiaires, 3 : employés et ouvriers qualifiés, 4 : employés et ouvriers non qualifiés ; mobilité descendante ; autre mobilité (changement à l'intérieur du groupe 3 ou du groupe 4).

Les effets des diverses caractéristiques introduites dans la régression de salaire s'interprètent alors

comme des effets « à situations de début de carrière et trajectoires similaires (5) ».

Ainsi, chaque coefficient de l'équation de salaire futur estimé à partir du modèle I, β_t^{SI} , correspondant aux variables X_0 peut se décomposer de la façon suivante (6) :

$$\beta_t^{SI} = \beta_t^{SII} + (\beta_t^{SI} - \beta_t^{SII})$$

Le premier terme, β_t^{SII} correspond à l'effet pur des caractéristiques X_0 sur le salaire futur, contrôlé par le différentiel de trajectoire. Le second terme, $(\beta_t^{SI} - \beta_t^{SII})$, correspond à l'effet de la différentiation de trajectoire sur le différentiel d'arrivée β_t^{SI} observé en t (7).

5. Le mot « trajectoire » correspond ici à la différence de situation professionnelle, capturée à partir des variables explicatives introduites, entre le début de carrière et la situation t années plus tard.

6. Cette décomposition ne peut s'appliquer qu'aux coefficients de variables communes aux modèles I et II dans l'équation de salaire d'arrivée.

7. Dans certains cas, on a effectué des régressions supplémentaires, pouvant être appelées de *type III*, dans lesquelles on a cherché à contrôler l'effet de certaines trajectoires particulières, notamment pour différencier les effets des changements de catégorie socioprofessionnelle et les effets des changements de type d'emploi (temps partiel-temps complet). Elles ne sont pas présentées ici ; elles ont servi à confirmer les interprétations avancées.

1976, elle est de 20 % en 1992 (cf. graphique I). L'évolution la plus marquante concerne les jeunes hommes ne débutant pas à temps complet (à temps partiel ou intermittents), puisque pour 27 % d'entre eux le premier emploi ne dépasse pas un an en 1992 contre 19 % en 1976.

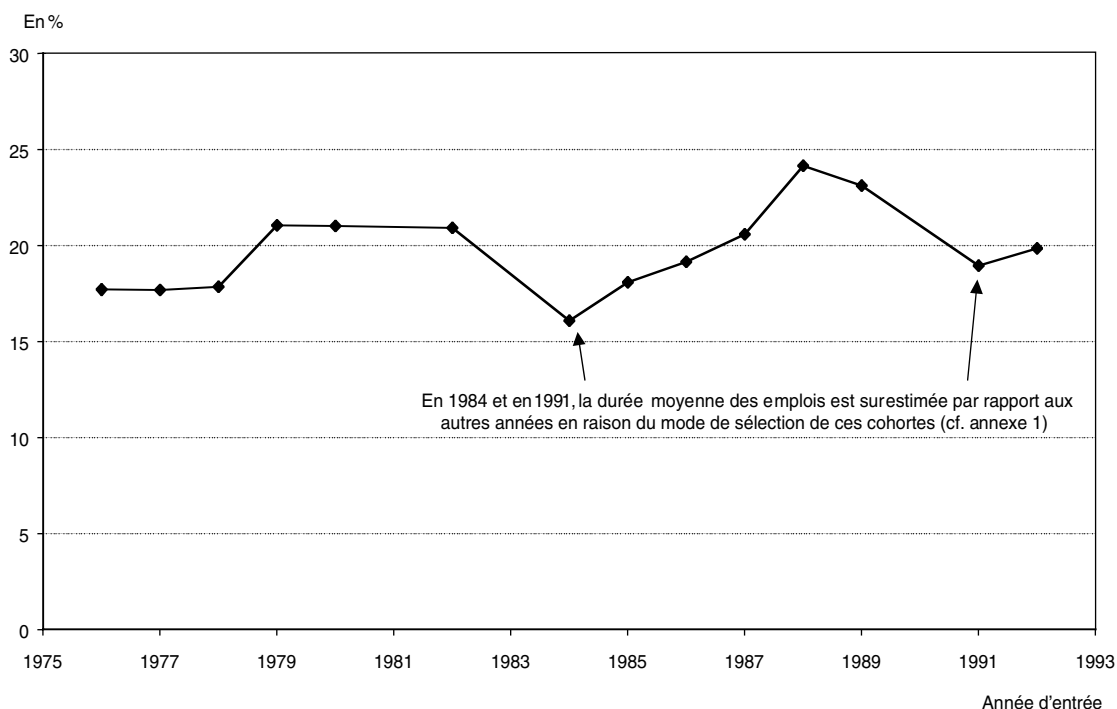
Des premiers emplois de moins en moins souvent à temps complet

Les premiers emplois durables sont de moins en moins souvent à temps complet, soit qu'il s'agisse d'emplois à temps partiel ou d'emplois intermittents (intérim ou emplois saisonniers). La part de ces emplois à temps complet a baissé continûment sur toute la période de 87 % en 1976 à 70 % en 1992. Cette baisse est plus prononcée encore pour les femmes. La proportion de temps complet parmi les premiers emplois occupés par des femmes passe ainsi de 82 % en 1976 à 59 % en 1992, alors que pour les hommes cette proportion diminue de 90 % à 79 % sur la même période et est stable depuis 1985. Au début des années 90, les premiers emplois du secteur privé ne sont pas plus souvent occupés par des femmes que par le passé, alors même que l'activité féminine n'a cessé de se

développer depuis le début des années 70. Les métiers du secteur public, en particulier l'Éducation nationale, ont absorbé une grande partie des nouvelles actives mais le chômage les concerne aussi davantage.

Accompagnant l'élévation des niveaux de formation, les premiers emplois durables sont plus souvent qualifiés qu'auparavant. En 1992, 20 % des premiers emplois sont des emplois de cadre ou de profession intermédiaire contre à peine plus de 10 % au milieu des années 70. Cette hausse des qualifications est légèrement plus marquée pour les hommes, en partie parce que les femmes occupent plus souvent des premiers emplois durables à temps partiel moins qualifiés. Si les emplois d'exécution (emplois d'ouvriers et d'employés) sont proportionnellement moins nombreux, la part des emplois les moins qualifiés s'est accrue. En fait, selon la nomenclature retenue (Burnod et Chenu, 2001), les employés non qualifiés (agents de surveillance, employés de commerce, personnels des services aux particuliers) sont majoritaires dans le secteur privé, alors que les employés qualifiés concernent uniquement les emplois administratifs des entreprises.

Graphique I
Part des premiers emplois durables dont la durée est inférieure à un an



Lecture : 20 % des débutants en 1992 débutent avec un emploi dont la durée est inférieure à un an.
Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Cette hausse des emplois les moins qualifiés parmi les emplois d'exécution reflète la profonde transformation sectorielle de l'économie française. Les secteurs du tertiaire, principaux secteurs d'insertion, le sont en effet encore plus que par le passé (70 % des premiers emplois en 1992 contre 51 % en 1976). En 1992, la très grande majorité des femmes et des débutants qui ne sont pas à temps complet ont un premier emploi dans le secteur tertiaire (81 % des femmes en 1992 contre 61 % en 1976 et 83 % des non à temps complet contre 72 % en 1976).

Le salaire moyen au premier emploi durable a peu augmenté

Le salaire mensuel médian au premier emploi durable (4) (exprimé en francs de 1980) se montait à 2 550 francs en 1976 (soit 1,17 Smic de 1976 et 388,74 €) et à 2 740 francs en 1992 (soit 1,12 Smic (5) de 1992 et 417,71 €), soit une augmentation de 0,4 % en moyenne par an (cf. graphique II). Cette faible augmentation s'explique en partie par le concept de salaire utilisé, qui est un salaire net versé sur l'année par l'entreprise rapporté à la durée d'occupation du poste. Il ne s'agit donc pas d'un taux de salaire, puisque le nombre d'heures salariées (non renseigné dans les DADS jusqu'en 1993) n'est pas pris en compte : il s'agit plutôt d'un revenu

mensuel. L'augmentation de la proportion des premiers emplois qui ne sont pas à temps complet pèse ainsi directement sur l'évolution de ces revenus. De fait, les salaires mensuels réels médians des débutants à temps complet ont progressé de 0,8 % en moyenne annuelle et ceux des autres débutants encore davantage, soit de 1,1 % (6). Supérieur de 95 % vers la fin des années 70 aux salaires mensuels médians des autres débutants, le salaire mensuel médian des débutants à temps complet ne l'est plus que de 80 % au début des années 90.

Néanmoins, la progression des salaires mensuels des débutants à temps complet peut sembler faible relativement à celle du Smic (qui concerne des emplois peu qualifiés) et à celle de l'ensemble des salariés à temps complet (débutants ou non). Ainsi, de 1985 à 1992, période durant laquelle le Smic a été modérément revalorisé, le salaire mensuel réel médian des débutants à temps complet a progressé de 0,4 % en moyenne annuelle. Cette évolution correspond à

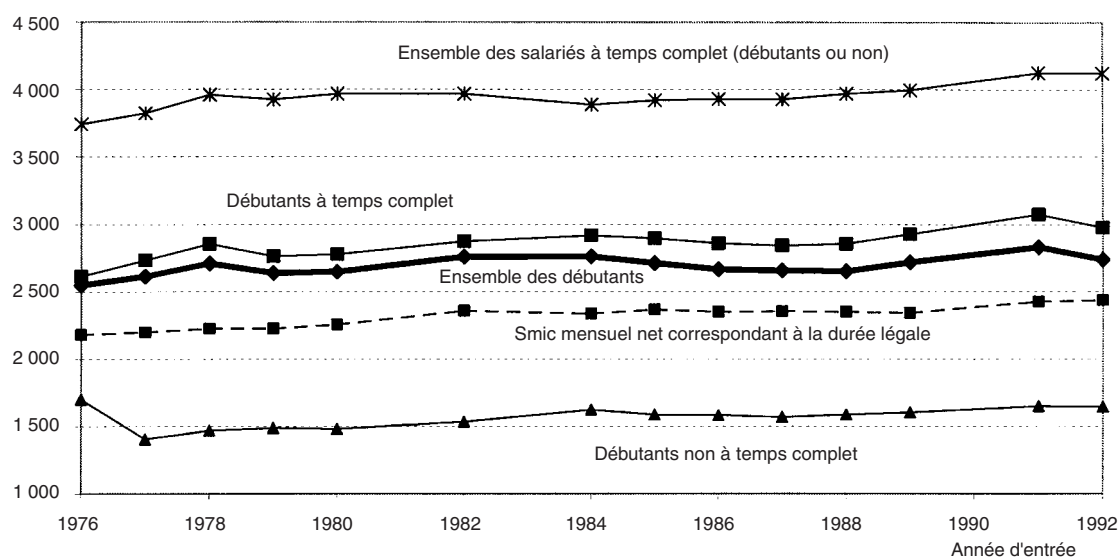
4. Il s'agit du salaire mensuel réel net, incluant la partie de la CSG non déductible.

5. La comparaison avec le Smic ne doit pas faire oublier que celui-ci a fortement augmenté avec les importantes revalorisations du début des années 80.

6. Cette plus forte augmentation peut provenir d'un allongement de la durée hebdomadaire de ces emplois, qui se traduit par un salaire mensuel plus élevé.

Graphique II
Salaires nets mensualisés médians des premiers emplois

En francs 1980



Lecture : en 1992, le salaire net mensuel médian des débutants à temps complet est (en F 1980) de 3 000 F (soit 457,35 €) contre environ 1 600 F (soit 243,92 €) pour les débutants non à temps complet.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

celle du salaire minimum, alors que le niveau de formation a considérablement augmenté et que dans le même temps le salaire mensuel médian de l'ensemble des salariés à temps complet augmentait au rythme de 0,7 % par an. De 1985 à 1992, le salaire mensuel médian de l'ensemble des débutants n'a progressé que de 0,1 % en moyenne annuelle en raison de l'augmentation des premiers emplois à temps partiel, les salaires de ces derniers progressant pourtant annuellement de 0,5 %.

Les évolutions dans le bas de la hiérarchie salariale ont été négatives, essentiellement en raison du développement du temps partiel (et des emplois intermittents). Le premier décile de la distribution des salaires mensuels a ainsi diminué de 17 % en francs réels et le premier quartile des salaires retrouve en 1992 son niveau du milieu des années 70. La baisse s'est produite au milieu des années 80, période au cours de laquelle s'ouvre à nouveau l'éventail des salaires de l'ensemble des salariés à temps complet qui s'était resserré sous le coup des fortes revalorisations du Smic de 1981 et 1982. Mais ici, elle est imputable à l'évolution des conditions d'emploi. Le premier décile des emplois à temps complet augmente de 14 % en francs réels de 1976 à 1992 (l'essentiel de la hausse se produisant jusqu'en 1985) tandis que celui des autres emplois augmente très fortement de 38 % et de manière continue sur la période.

Les disparités de salaire à l'embauche ont augmenté : le neuvième décile des salaires d'embauche a crû de 6 % en francs réels de 1976 à 1992 alors que le premier décile a diminué sur la même période. Le rapport interdécile (D9/D1) des salaires des premiers emplois passe

ainsi de 3,0 à 3,6, sous l'effet de l'élargissement de la hiérarchie salariale dans le bas (D5/D1 passe de 1,8 à 2,2). Aucune évolution n'est constatée pour les débutants à temps complet. En revanche, les inégalités salariales se réduisent fortement pour les débutants qui ne sont pas à temps complet (à temps partiel ou intermittent), surtout dans le bas de la distribution : le rapport D5/D1 passe de 3,4 à 2,9 et le rapport D9/D1 de 7,6 à 5,9.

Le salaire mensuel réel médian des femmes a augmenté moins rapidement que celui des hommes (+ 0,3 % contre + 0,6 % en moyenne annuelle). De plus, depuis le milieu des années 80, le salaire mensuel réel médian des femmes diminue au rythme de - 0,2 % par an alors que celui des hommes progresse encore au rythme de + 0,4 %. Le salaire médian des hommes, supérieur de 11 % à celui des femmes, au milieu des années 70, l'est de 16 % en 1992. Cet accroissement de l'écart salarial entre les hommes et les femmes s'explique par les caractéristiques des premiers emplois occupés. En particulier, les femmes sont très concernées par le temps partiel. Ainsi, le premier décile de la distribution des salaires des hommes, supérieur de 22 % à celui des femmes en 1976, est près de 45 % supérieur en 1992. En revanche, les écarts hommes-femmes dans le haut de la distribution des salaires n'ont pas augmenté (cf. tableau 2).

Des perspectives de salaire nettement moins favorables pour les débutants récents

En moyenne, les augmentations de salaire sont, sans surprise pour des débutants, très importantes

Tableau 2
Distribution relative des salaires mensuels du premier emploi des hommes et des femmes

Quantiles de la distribution des salaires des hommes rapportés aux quantiles de la distribution des femmes

	Année du premier emploi													
	1976	1977	1978	1979	1980	1982	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1991	1992
Moyenne	1,17	1,26	1,23	1,15	1,21	1,21	1,18	1,30	1,25	1,15	1,19	1,19	1,19	1,20
Médiane	1,11	1,12	1,11	1,11	1,11	1,12	1,13	1,11	1,13	1,13	1,13	1,14	1,16	1,16
Premier décile	1,22	1,28	1,26	1,38	1,31	1,34	1,49	1,49	1,53	1,48	1,47	1,41	1,45	1,44
Premier quartile	1,11	1,14	1,14	1,16	1,14	1,14	1,25	1,29	1,35	1,35	1,38	1,33	1,41	1,44
Troisième quartile	1,13	1,16	1,13	1,12	1,13	1,16	1,15	1,13	1,14	1,14	1,12	1,17	1,17	1,15
Neuvième décile	1,17	1,19	1,20	1,18	1,18	1,22	1,21	1,18	1,20	1,20	1,18	1,21	1,22	1,18

Lecture : pour les débutants en 1992, le salaire mensuel moyen des hommes est 1,20 fois supérieur à celui des femmes alors qu'il ne l'était que de 1,17 fois pour des hommes et des femmes ayant débuté en 1976.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

en début de carrière. Le salaire moyen des débutants toujours en emploi deux ans plus tard est (en francs constants) supérieur de 24 % environ à leur salaire moyen de début de carrière. Ce sont les débutants des cohortes les plus anciennes qui ont connu les augmentations de salaire les plus importantes en début de carrière. Ainsi, au bout de trois ans, un travailleur ayant débuté entre 1976 et 1980 a vu son salaire augmenter en moyenne de 31 % par rapport à son salaire initial, contre seulement 27 % pour les autres cohortes (cf. graphique III).

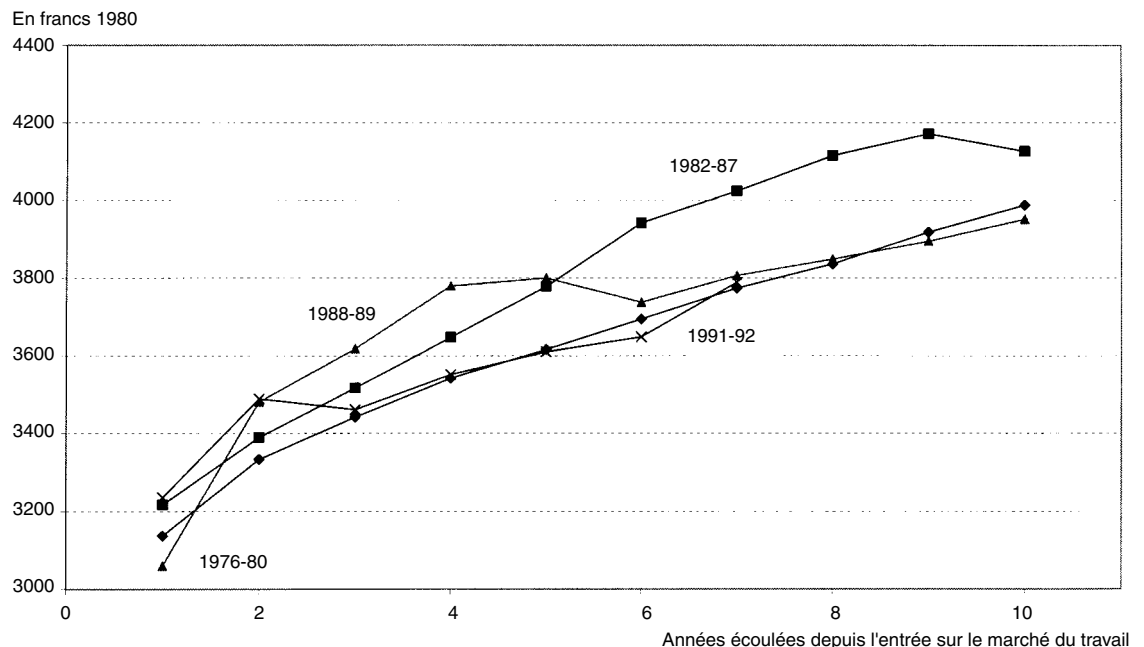
En revanche, à moyen terme, les progressions de salaire sont plus favorables pour ceux qui ont débuté dans les années 80, tandis qu'elles ralentissent pour les débutants des cohortes les plus récentes. Au bout de six ans, le salaire des débutants entre 1982 et 1987 a augmenté de 44 % par rapport au salaire initial, alors que celui des débutants entre 1976 et 1980 a progressé de 39 % et celui des débutants entre 1991 et 1992 de 34 %. Les débutants des cohortes récentes ont plus souvent débuté à temps partiel et ont donc *a priori* des perspectives de carrière moins intéressantes que des débutants à temps com-

plet. Quand ils sont toujours en emploi quelques années plus tard, ils ont moins souvent obtenu des emplois à temps complet.

De telles évolutions agrégées sont très difficiles à interpréter. Elles intègrent des effets de conjoncture. Du point de vue des rémunérations, plusieurs phases se sont succédé : le blocage des salaires instauré en 1976, la relance salariale du début des années 80, la désindexation des salaires qui s'en est suivie dans le contexte de la désinflation compétitive, les progressions quasi nulles des salaires dans les années 90 caractérisées par un chômage élevé et le maintien d'une inflation très faible. La période a été également marquée par la montée quasi continue du chômage, l'embellie de la fin des années 80 ayant été rapidement interrompue dès le début des années 90, et le développement des formes particulières d'emploi. Ces évolutions de salaires concernent des salariés toujours présents en emploi et ne tiennent dès lors pas compte d'effets possibles de sélection, les individus ayant de faibles perspectives de salaire quittant peut-être plus souvent le champ considéré (biais de sélection endogène, cf. encadrés 2 et 3).

Graphique III

Moyenne géométrique des salaires réels mensuels des salariés présents dans le champ des DADS



Lecture : les débutants dans les années 1976-1980, lorsqu'ils sont toujours en emploi un an plus tard, perçoivent en moyenne un salaire mensuel de 3 137 F (francs de 1980). Au bout de cinq années de carrière, ceux qui sont toujours en emploi ont en moyenne un salaire mensuel de 3 616 F (francs de 1980). Comparativement, le salaire moyen des débutants dans les années 1988-1989 progresse plus vite : au bout d'un an de carrière, le salaire mensuel moyen, exprimé en F 1980, est de seulement 3 060 F, mais il s'établit, pour ceux qui sont toujours en emploi cinq ans plus tard, à 3 800 F.
 Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
 Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Les inégalités de trajectoires salariales à partir du premier emploi

La méthode d'analyse adoptée (cf. encadré 1) permet dans une certaine mesure de tenir compte des effets de génération, puisque les salaires futurs et la présence en emploi sont appréciés relativement aux caractéristiques du premier emploi, qui reflètent les changements intervenus sur le marché du travail, en particulier la hausse des niveaux de formation et l'insertion plus précaire des débutants. Elle tient également compte des effets de sélection, puisque les équations de salaire futur sont corrigées pour tenir compte de l'absence des salariés et de la manière dont cette absence diffère selon les caractéristiques du premier emploi (cf. encadré 4). En

revanche, les effets de conjoncture sont moins bien pris en compte. Pour une même cohorte de débutants, on suppose qu'ils affectent chaque année écoulée depuis l'entrée de la même manière tous les individus de la cohorte.

À caractéristiques données du premier emploi (7), l'écart de salaire au premier emploi entre les débutants hommes et les débutants femmes s'est réduit. Toutes choses égales par ailleurs, le

7. Première équation du modèle : le logarithme du salaire mensuel est régressé sur le sexe, l'âge (en 4 tranches), la condition d'emploi (intermittent, temps complet, temps partiel), la CS du premier emploi (en 7 modalités), le secteur d'activité (14 modalités), la taille (11 modalités) et la région d'implantation de l'établissement. Le pouvoir explicatif augmente au cours du temps (le R^2 passe de 27 % en 1976 à 37 % en 1992). La variabilité des composantes inobservables du salaire (variance des résidus) est un peu plus élevée pour les cohortes récentes (0,17 en 1992 contre 0,13 en 1976).

Encadré 2

L'ANALYSE DES TAUX DE DÉPART SELON LES CARACTÉRISTIQUES DU PREMIER EMPLOI

Même si l'analyse des taux de départ ne peut qu'être fruste en l'état de nos connaissances, elle est néanmoins prise en compte pour corriger l'évolution des salaires des salariés toujours en emploi. La probabilité de quitter le champ DADS a été estimée pour chaque cohorte en fonction des caractéristiques initiales du premier emploi ainsi que du sexe et de l'âge du débütant (modèle *probit*, cf. encadré 1).

Les femmes quittent plus fréquemment le champ DADS que les hommes, y compris quand elles occupent des emplois similaires en début de carrière. L'analyse toutes choses égales par ailleurs confirme la moindre présence en emploi des femmes au cours des dix premières années qui suivent leur entrée, même si l'écart se stabilise ensuite. Elle met aussi en évidence un écart entre les taux de départ des hommes et des femmes qui se réduit pour les cohortes les plus récentes mais demeure très important. Ces départs plus fréquents des femmes pourraient s'expliquer par des retraits d'activité choisis (pour s'occuper de l'éducation des enfants) ou contraints et raisonnés face aux perspectives ultérieures de carrière et de salaire (y compris selon des arbitrages effectués au niveau du couple). Encore une fois, la pauvreté de l'information ne permet pas de trancher. Il est dès lors délicat d'interpréter ces différentiels de taux de présence en termes d'inégalités entre les hommes et les femmes.

En contrôlant les caractéristiques de l'emploi initial, avoir son premier emploi durable à temps partiel ou sur un statut d'intermittent a, relativement à ceux qui débütent à temps complet, un effet durablement défavorable sur la probabilité de présence dans le champ des DADS. Cet effet était plus important au tout début de la carrière pour les générations anciennes mais il diminuait davantage au cours du temps. Pour les

autres générations, l'effet est plus important pour les débutants entre 1988 et 1992 que pour ceux qui ont débüté entre 1982 et 1987. Encore une fois, il est délicat d'interpréter ces effets comme le signe d'un déroulement de carrière plus défavorable lorsque l'on ne débüte pas à temps complet. Néanmoins, l'augmentation continue de la part des emplois à temps partiel contraint et la dégradation du marché du travail au début des années 90 ont peut être conduit les débütants qui ne sont pas à temps complet à quitter l'emploi salarié du secteur privé.

De façon générale, le fait d'être cadre dans son premier emploi durable a un effet permanent et important sur la probabilité future de présence dans le champ des DADS, les ouvriers qualifiés étant pris comme référence. Ne suivant pas la hiérarchie habituelle, ce sont ensuite les employés qualifiés qui restent en moyenne le plus longtemps présents dans le champ des DADS, suivis par les professions intermédiaires. Enfin, ouvriers qualifiés et non qualifiés et employés non qualifiés ont des probabilités d'absence sensiblement équivalentes.

L'effet des caractéristiques inobservables mesurées à partir des salaires initiaux est négatif sur la probabilité d'absence. Son intensité tend à diminuer et à se stabiliser avec le nombre d'années de carrière quelle que soit la cohorte considérée. Avoir un salaire supérieur à son salaire prédit est ici le signe de caractéristiques favorables pour le salarié, non observables par l'économètre. Elles se traduisent par une plus faible probabilité de départ, restant persistante sur assez long terme, jusqu'à dix ans après le début de la carrière. L'effet des caractéristiques inobservables sur la présence est sensiblement le même pour toutes les cohortes.

salaires des débutants hommes supérieur de 11,5 % en 1976 à celui des femmes ne l'est plus que de 6,9 % en 1992. Le différentiel de salaire à l'embauche n'a cessé de décroître au cours du temps : de 10,3 % en moyenne sur la période 1976-1980, il s'établit à 9,7 % pour les débutants entre 1982 et 1987, à 9 % pour les cohortes entrées en 1988 et 1989 et à 8,4 % pour les cohortes les plus récentes entrées en 1991 et 1992.

Très rapidement néanmoins, les écarts de revenu entre hommes et femmes se creusent en cours de carrière, alors même que les niveaux de salaire futur prennent en compte les départs et les interruptions de carrière (régressions de *type I*) : à situation initiale équivalente, le salaire des hommes augmente plus vite que celui des femmes. En moyenne sur toutes les cohortes, au bout de deux ans de carrière, l'écart de salaire entre un homme et une femme ayant débuté sur des emplois similaires passe de 9,5 % à 15 % et il atteint 19 % au bout de cinq ans. Le différentiel de salaire en cours de carrière se creuse bien davantage pour les cohortes récentes, alors même qu'il est plus faible au tout début de la carrière. Ainsi, au bout de cinq ans de carrière, les hommes ayant débuté entre 1991 et 1992 gagnent 21,9 % de plus que leurs homologues féminines, alors que ce différentiel n'est que de 18 % pour ceux ayant débuté entre 1976 et 1980 (cf. graphique IV).

Ce constat est inattendu dans la mesure où un grand nombre d'études tendent à montrer une diminution des différences de rémunération entre hommes et femmes. Cette étude-ci se démarque des autres car tous les emplois sont pris en compte, notamment les emplois à temps partiel. Surtout, on ne contrôle pas le salaire selon la situation *instantanée* des individus (notamment leur condition, à temps complet ou partiel) mais selon la situation *initiale*. Il ne faut pas non plus perdre de vue que l'on étudie ici la *rémunération mensuelle*. C'est pourquoi on évitera autant que possible le terme *inégalités* : le travail à temps partiel est pour partie choisi, et pour partie subi. On ne peut pas avec ces données séparer les deux aspects, contradictoires lorsqu'il s'agit de les interpréter en termes d'inégalités. C'est le différentiel de rémunération accumulé après plusieurs années de présence sur le marché du travail qui est analysé ici. Il peut notamment dépendre de la trajectoire suivie, en particulier des passages de temps complet à temps partiel (après une période de chômage ou après la naissance d'un enfant) ou de la possibilité d'occuper un emploi à temps complet quand on a débuté à temps partiel, mais aussi des changements de catégorie socioprofessionnelle ou d'entreprise (or la mobilité des hommes est plus importante que celle des femmes et les promotions, telles que l'accès au statut de cadre, concernent davantage les hommes que les femmes).

Encadré 3

DE NOMBREUX DÉBUTANTS QUITTENT DÉFINITIVEMENT LE CHAMP DES DADS

On a imposé aux salariés débutants d'être dans le champ des DADS l'année suivant leur premier emploi durable en raison de la spécificité de cette source (cf. annexe 1). Les salariés qui ont quitté ce champ quelques années plus tard sont néanmoins nombreux. Ainsi, seulement 72 % des débutants sont encore présents dans le champ des DADS cinq ans plus tard et 60 % dix ans plus tard. C'est dans les premières années que les taux de départ sont les plus élevés : plus de 15 % des débutants ne sont plus dans le champ des DADS deux ans après leur emploi de début. Les destinations des partants – qui sont inconnues – peuvent être de plusieurs ordres : chômage de longue durée, inactivité, emploi dans le secteur public, travail indépendant. Les départs sont pour la plupart définitifs. Quand un débutant est absent une année entière, il est rare qu'il soit à nouveau en emploi dans le champ considéré les années suivantes. Par rapport aux générations antérieures, les individus ayant débuté entre 1988 et 1992 quittent plus rapidement le

champ des DADS les deux premières années (21 %), mais ils sont plus nombreux à être toujours présents dans ce champ huit ans plus tard (68 %).

L'évolution des taux de départ selon les cohortes et la durée écoulée depuis le premier emploi est, en l'absence de toute information sur les motifs de départs, délicate à interpréter. L'augmentation du chômage et les difficultés accrues d'insertion ont pu conduire des débutants des générations récentes à se retirer précocement du secteur privé et de l'emploi salarié. Sur longue période, les retraits d'activité moins fréquents des femmes avec l'arrivée des enfants conduisent à une diminution des taux globaux de départ du champ DADS. On observe d'ailleurs une diminution de l'écart entre les taux de départ des hommes et des femmes pour les cohortes récentes, même si les femmes quittent toujours au bout de quelques années d'activité davantage le champ DADS que les hommes (cf. encadré 2).

LE RATIO DE MILLS

L'introduction de l'inverse du ratio de Mills permet de tenir compte d'un éventuel biais de sélection endogène. Celui-ci s'interprète de la façon suivante : dans le cadre des modèles d'offre de travail, un salarié peut, en fonction du salaire qu'il anticipe (qu'il connaît mieux que l'économètre car il dispose de plus d'informations), choisir de quitter le marché du travail si le salaire anticipé est vraiment trop faible. Ce type de comportement a pour conséquence de biaiser les équations de salaire futur car il change la structure de la population sur laquelle l'équation est estimée sur la base de la variable que l'on cherche à expliquer, d'où l'endogénéité de la sélection.

Dans les deux modèles estimés (régressions de type I ou régressions de type II), les coefficients associés au ratio de Mills sont négatifs et leur valeur absolue décroît avec le déroulement de la carrière (cf. graphique). Cela signifie dans les deux cas que des individus qui auront finalement un « mauvais » salaire sont les premiers à partir. L'interprétation de cet effet classique peut être lié au modèle d'offre de travail : un individu anticipant un mauvais salaire dans le champ des DADS aura plus tendance à s'en écarter qu'un autre ayant de bonnes anticipations de salaire. Cet effet peut aussi être lié à une caractéristique fixe

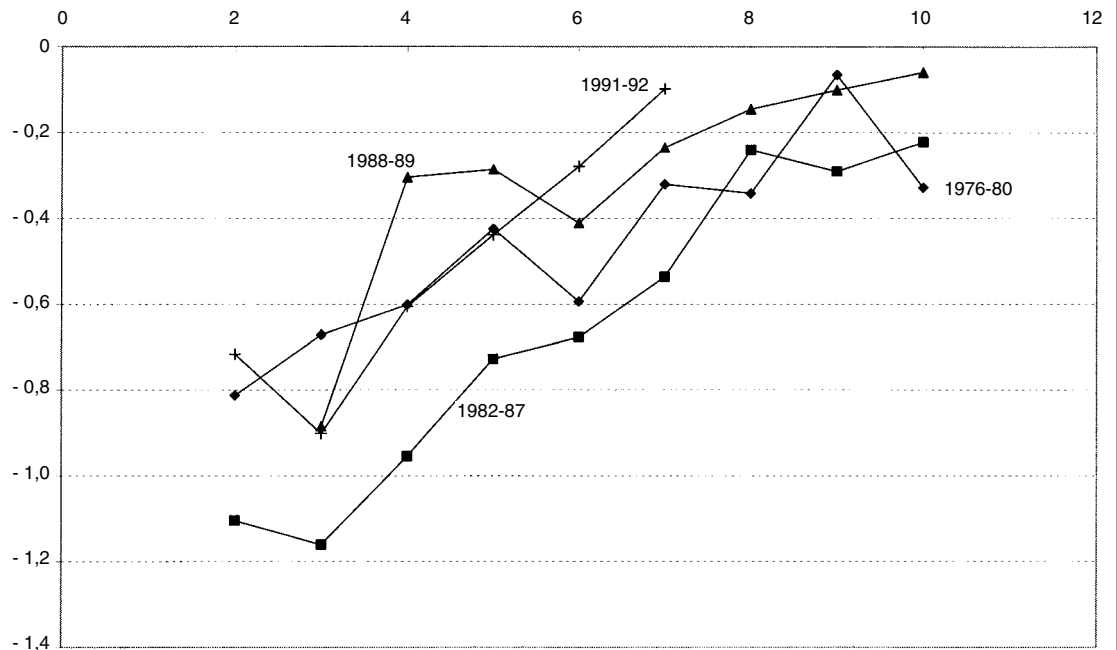
inobservable : un individu peu productif a plus de chance d'avoir par la suite un faible salaire et une probabilité d'absence du champ des DADS plus élevée. Le fait que l'on contrôle les caractéristiques inobservables dans l'équation de participation limite la validité de cette dernière interprétation ; il faudrait alors que la faible productivité de l'agent ne soit pas détectée au moment de l'embauche.

La décroissance au cours du temps de cet effet peut signifier que le salaire est de plus en plus mal anticipé. En effet, l'endogénéité de la sélection est d'autant plus importante que les salaires futurs sont bien prédits par l'agent qui décide ou non de partir. Lorsque trop de temps sépare le moment où l'équation de participation est estimée de celui où on observe effectivement la participation, on s'attend à ce que la corrélation ait diminué.

L'effet de la sélection endogène est plus important lorsqu'on tient compte des changements de situation d'emploi dans l'équation de salaire futur (régression de type II). Les coefficients entre les régressions de types I et II ne sont en fait différents que pour les deux ou trois premières années de carrière. On n'a pas, pour le moment, d'interprétation satisfaisante de cet effet.

Graphique

Effet du ratio de Mills sur les salaires, en tenant compte des changements de situation d'emploi (régression de type II)



Lecture : quelles que soient les cohortes de débutants, l'estimation du coefficient du ratio de Mills est négative et décroissante. Pour les débutants en 1991-1992, dans les régressions de type II qui prennent en compte les changements de situation d'emploi par rapport à l'emploi initial, le coefficient du ratio de Mills, dont l'expression est donnée dans l'encadré 1, est estimé à - 0,81 à 1 an et à - 0,1 à 7 ans. Pour les débutants des années 1982-1987, les estimations sont de - 1,1 à 1 an, de - 0,5 à 7 ans et de - 0,2 à 10 ans. Toutes choses égales par ailleurs, les salariés qui quittent le champ des DADS auraient eu, comparativement aux autres salariés, des salaires futurs moins élevés, surtout ceux qui partent les premières années. Ces anticipations négatives de salaire sont plus fortes pour les débutants des années 1982-1987 que pour les débutants des années 1991-1992.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé.

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Les changements de situation professionnelle augmentent le différentiel de salaire entre sexes

En moyenne sur l'ensemble des cohortes et sans contrôler les changements intervenus en cours de trajectoire, au bout de cinq ans d'ancienneté, le différentiel hommes/femmes est de 19 % (régressions de *type I*, cf. encadré 1). En contrôlant les changements de situation entre le début de la carrière et la situation cinq années plus tard, ce différentiel s'établit à 14 % (régressions de *type II*, cf. encadré 1). Ainsi, le différentiel de salaire entre des hommes et des femmes ayant débuté sur des emplois comparables et ayant connu les mêmes changements de situation cinq ans plus tard (comme être toujours restés à temps partiel ou être passés d'un premier emploi à temps partiel à un emploi cinq ans plus tard à temps complet) est de 14 %.

Du fait des changements de situation par rapport à l'emploi initial, le différentiel hommes/femmes s'accroît donc de 5 % (8) au bout de cinq ans d'ancienneté. Les changements intervenant en cours de carrière tendent à augmenter les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes, puisque à peu près 1/4 (5 %/19 %) du différentiel de revenu mensuel leur est imputable. Cela ne signifie pas pour autant que les changements de situation entre le premier emploi et l'emploi actuel soient en eux-mêmes spécifiquement favorables aux hommes. Au contraire,

les estimations telles qu'elles sont faites supposent au contraire qu'une même modification de situation (par exemple une mobilité socioprofessionnelle ascendante) à emploi initial équivalent a le même effet sur le salaire des hommes comme sur celui des femmes (9). Simplement, à premier emploi comparable, les hommes ont davantage de chances de connaître des changements de situation qui entraînent au bout du compte des augmentations de salaire que les femmes.

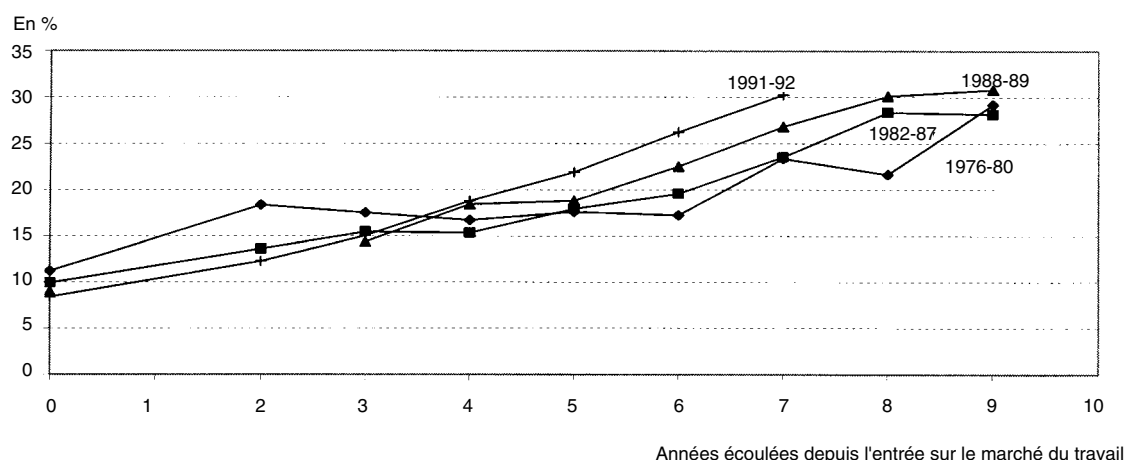
Lorsqu'on contrôle la situation *instantanée* (régressions de *type II*), le différentiel hommes/femmes de revenu se creuse moins rapidement pour les cohortes récentes que pour les cohortes anciennes, contrairement à ce qu'on observe lorsqu'on ne contrôle que la situation *initiale* (régressions de *type I*) (cf. graphiques IV et V). Ainsi, un homme ayant débuté entre 1988 et 1992 a une rémunération au bout de cinq ans d'expérience supérieure de 10,7 % à celle d'une femme ayant une situation initiale et une trajec-

8. Ce chiffre correspond à la soustraction entre le différentiel estimé en ne tenant compte que de la situation initiale, 19 % en moyenne au bout de cinq ans, et le différentiel tenant compte de la dynamique de carrière, 14 % au bout de cinq ans.

9. Cette hypothèse pourrait être critiquée, d'une part parce que les changements de situation considérés sont très grossiers, d'autre part parce qu'on pourrait très bien considérer qu'a priori ils n'occasionnent pas les mêmes gains de salaires. Pour tenir compte de tels phénomènes, il aurait fallu croiser de nombreuses variables des équations de salaire, et en particulier celles qui sont relatives aux changements en cours de carrière, par la variable sexe.

Graphique IV
Évolution du différentiel de salaire, en contrôlant la situation initiale

Surcroît de salaire des hommes par rapport au salaire des femmes (régression de *type I*)



Lecture : pour des hommes et des femmes ayant débuté en 1991-1992 sur des premiers emplois comparables, le surcroît de salaire des hommes est en moyenne de 8,4 % en tout début de carrière, de 12,3 % deux ans après et de 21,9 % cinq ans plus tard.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

toire d'emploi comparables. Ce différentiel est de 14,4 % pour ceux ayant débuté entre 1976 et 1980. Ne considérer les écarts de salaire hommes/femmes que par rapport à la situation instantanée, même en contrôlant la situation initiale, sous-estime grandement l'écart créé par les différences de trajectoire suivies par les hommes et les femmes.

Au bout de cinq ans de carrière, le différentiel hommes/femmes induit par la trajectoire professionnelle, de 5 % en moyenne (19 % - 14 %), est de 3,6 % pour les salariés ayant débuté entre 1976 et 1980 (18 % - 14,4 %) et de 10,9 % (21,9 % - 11 %) pour ceux ayant débuté entre 1988 et 1992. Le différentiel de rémunération entre les hommes et les femmes dû aux changements intervenant en cours de trajectoire s'accroît nettement pour les cohortes récentes (cf. graphique VI et tableau 3).

Les changements de situation professionnelle amplifiant le plus les écarts de salaire mensuel entre hommes et femmes sont ceux liés au

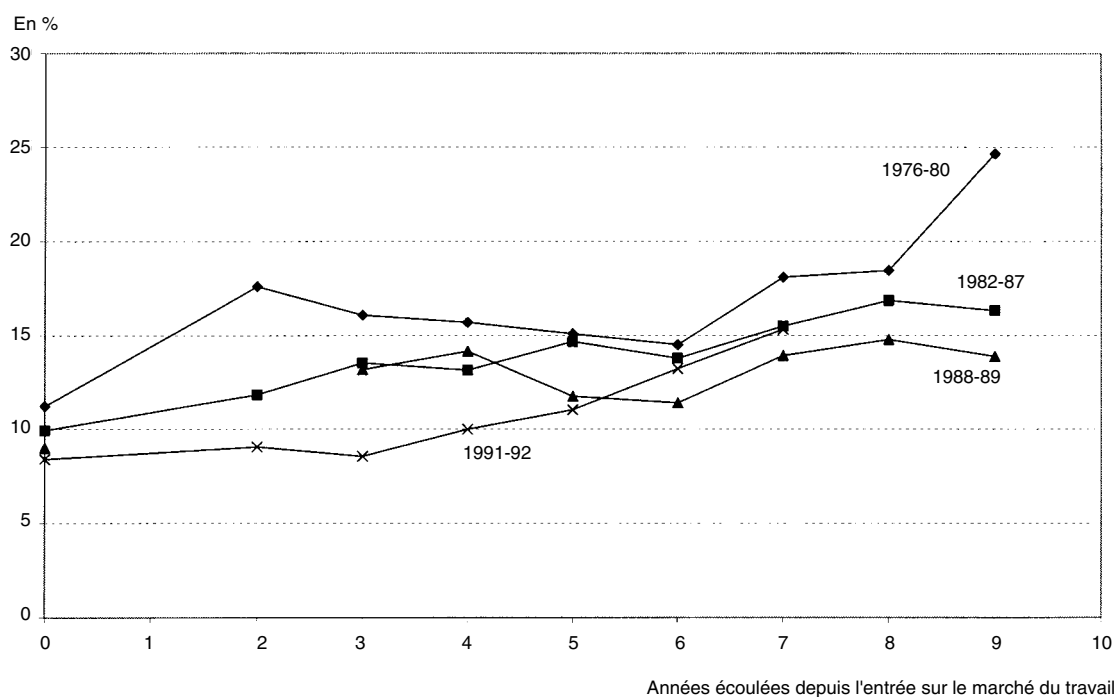
temps partiel. Les écarts de salaire ont augmenté entre cohortes parce que les femmes passent plus souvent à temps partiel et y restent plus longtemps. En effet, en introduisant parmi les variables explicatives des régressions de type II une variable contrôlant uniquement les changements de temps partiel à temps complet ou vice versa, et en omettant toutes les autres variables de changements de situation par rapport à l'emploi initial, on retrouve des résultats très proches des régressions de type II : les changements temps partiel-temps complet pèsent le plus sur la différenciation des trajectoires salariales entre hommes et femmes.

Les femmes restent plus souvent à temps partiel que les hommes

Les femmes sont beaucoup plus massivement concernées par l'augmentation du travail à temps partiel que les hommes. Non seulement elles ont une probabilité de transition vers le temps partiel beaucoup plus élevée que les

Graphique V
Évolution du différentiel hommes-femmes sur les salaires, en contrôlant la situation initiale et les changements de situation professionnelle

Surcroît de salaire des hommes par rapport à celui des femmes (régression de type II)



Lecture : pour des hommes et des femmes ayant débuté en 1991-1992 sur des premiers emplois comparables, le surcroît de salaire des hommes est en moyenne de 8,4 % en tout début de carrière. Pour des hommes et des femmes ayant cinq ans plus tard connu les mêmes changements de situation par rapport à leur premier emploi, et ayant débuté sur un premier emploi comparable, le surcroît de salaire des hommes est en moyenne de 11 %.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

hommes (10) lorsqu'elles commencent à temps complet, mais aussi leur probabilité d'accéder un jour à un emploi à temps complet lorsqu'elles débutent à temps partiel est beaucoup plus faible que celle des hommes (cf. tableaux 4-A et 4-B). De plus, ce différentiel a augmenté dans les deux cas. Ainsi, au bout de cinq ans de carrière, la probabilité d'occuper un emploi à temps partiel lorsqu'on a commencé à travailler à temps complet est passée de 13,1 % pour les débutantes entre 1976 et 1980, à 22,5 % pour celles ayant débuté entre 1991 et 1992. Les taux de transition des hommes ayant débuté à temps complet sont deux fois plus faibles.

Symétriquement, une femme ayant débuté à temps partiel entre 1976 et 1980 avait 62,8 % de chances d'être employée à temps complet cinq ans plus tard, alors qu'elle n'en avait plus que 48,7 % lorsqu'elle avait débuté entre 1991 et 1992. Ces proportions sont respectivement de 79 % et de 69,1 % pour les hommes.

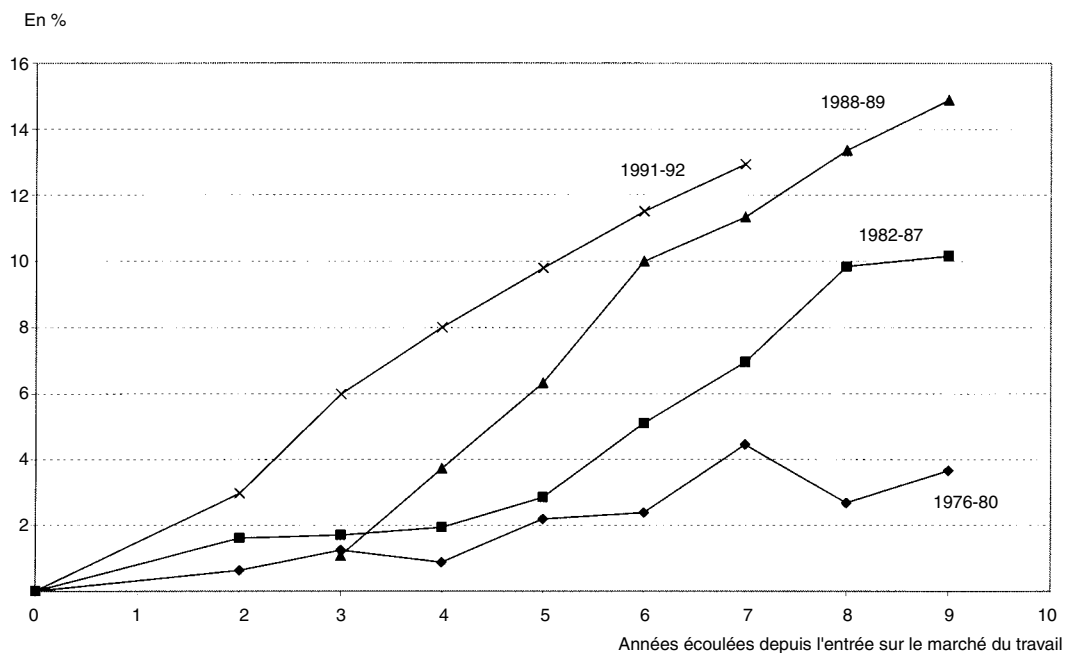
Les interruptions de carrière pèsent négativement sur l'évolution des salaires (cf. tableau 5). Pour les hommes comme pour les femmes, au bout de cinq ans d'expérience, le fait d'avoir passé 10 %

de sa carrière en dehors du champ des DADS apporte une perte de 2 à 3 % sur le salaire par rapport à un individu ayant les mêmes caractéristiques initiales (emploi, sexe, âge) mais n'ayant pas connu d'interruption de carrière (cf. graphique VII). Cette perte de salaire est divisée par deux quand on tient compte des changements de situation d'emploi (régression de type II) et peut s'interpréter comme un effet de désaccumulation du capital humain. Les 1,5 % restants suggèrent que, au moment du retour dans le champ des DADS, les salariés ont moins de chances de trouver une aussi bonne situation (en termes de salaire instantané) que les individus ayant occupé un emploi initial similaire mais toujours présents dans le champ des DADS cinq ans plus tard (cf. graphique VIII).

10. Ce temps partiel peut être subi ou contraint. On ne peut exclure le fait que des femmes des générations récentes choisissent le temps partiel en cours de carrière avec l'arrivée d'un enfant, alors que dans le passé elles se retiraient plutôt du marché du travail. Départager entre des changements de comportement et des opportunités de passer à temps partiel plus importantes que par le passé est impossible. Néanmoins, le changement des comportements féminins d'inactivité, s'il pouvait être mieux pris en compte (notamment par l'équation de participation), modifierait l'évolution du différentiel de salaires hommes/femmes en cours de carrière tel qu'il est constaté selon les cohortes.

Graphique VI
Impact des changements de situation en cours de carrière sur le différentiel de salaire hommes-femmes

Surcroît de salaire des hommes par rapport à celui des femmes (coefficient du sexe dans la régression type I moins coefficient du sexe dans la régression type II)



Lecture : pour des hommes et des femmes ayant débuté en 1991-1992 sur des premiers emplois comparables, le surcroît de salaire des hommes dû aux changements de situation initiale est en moyenne de 10,9 % au bout de cinq années. Il est bien évidemment nul l'année du premier emploi.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Tableau 3
Surcroît de revenu salarial des hommes

	En %		En %
Cohortes 1976-1980		Cohortes 1988-1989	
Premier emploi (année 0)	10,3	Premier emploi (année 0)	9,0
Cinq ans plus tard :		Cinq ans plus tard :	
- régression type I	18,0	- régression type I	18,8
- régression type II	14,4	- régression type II	11,8
- (I - II)	3,6	- (I - II)	7,0
Cohortes 1982-1987		Cohortes 1991-1992	
Premier emploi (année 0)	9,7	Premier emploi (année 0)	8,4
Cinq ans plus tard :		Cinq ans plus tard :	
- régression type I	18,0	- régression type I	21,9
- régression type II	13,7	- régression type II	11,0
- (I - II)	4,3	- (I - II)	10,9
Moyenne des cohortes			
Premier emploi (année 0)	9,5		
Cinq ans plus tard :			
- régression type I	19,0		
- régression type II	14,0		
- (I - II)	5,0		

Lecture : se référer aux modes de lecture des graphiques V et VI, dont le tableau est un résumé.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Tableau 4
Temps de travail en débutant et temps de travail du poste occupé

A - Proportion de débutants à temps complet et occupant un emploi à temps partiel (ou intermittent)

En %

Années écoulées depuis le premier emploi	Ensemble				Femmes				Hommes			
	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992
Une	7,4	9,2		8,3	8,7	11,4		10,5	6,3	7,7		6,8
Deux	8,0	9,9	9,3	10,7	8,9	12,8	11,8	14,7	7,4	8,0	7,8	8,1
Trois	8,3	10,3	10,8	15,2	10,0	13,6	13,6	20,7	7,0	8,1	9,0	11,6
Quatre	8,7	10,7	10,5	15,4	11,4	14,7	14,8	21,9	6,9	8,0	7,9	11,3
Cinq	9,5	11,0	12,3	15,3	13,1	15,5	18,2	22,5	6,9	8,1	9,0	10,9
Six	10,1	11,2	15,4	15,6	14,7	16,4	22,8	23,8	7,1	8,0	11,2	10,6
Sept	10,9	11,9	14,9	15,0	16,0	17,9	23,4	23,4	7,4	8,1	10,0	9,9
Huit	11,3	13,1	14,8		17,5	20,6	24,4		7,5	8,6	9,4	
Neuf	11,9	13,0	15,5		18,7	21,1	25,4		7,8	8,2	10,1	
Dix	12,0	14,6	16,2		19,8	24,0	28,0		7,6	8,9	9,7	

B - Proportion de débutants à temps partiel ou intermittent et occupant un emploi à temps complet

En %

Années écoulées depuis le premier emploi	Ensemble				Femmes				Hommes			
	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992
Une	43,9	35,1		28,5	39,4	30,3		23,4	50,1	42,8		36,9
Deux	53,9	46,1	35,5	43,5	50,0	39,6	29,9	37,1	59,2	56,2	43,6	54,0
Trois	63,5	53,2	52,4	48,5	58,4	46,1	45,5	42,2	70,4	64,7	62,0	58,5
Quatre	66,6	59,2	60,8	53,0	60,6	51,8	53,5	45,2	74,6	70,7	70,4	65,2
Cinq	69,8	63,0	62,4	56,8	62,8	54,6	54,7	48,7	79,0	75,4	72,4	69,1
Six	70,1	66,3	61,0	59,1	62,2	57,4	52,3	50,6	80,1	78,5	72,6	71,6
Sept	70,7	67,7	63,3	61,6	62,5	59,2	53,8	52,6	81,1	79,6	75,6	74,7
Huit	71,6	68,7	64,7		63,4	59,0	54,8		81,8	81,2	77,2	
Neuf	71,6	68,9	64,9		62,4	59,0	53,8		82,6	81,8	78,7	
Dix	71,9	68,4	67,2		62,7	58,3	56,0		82,5	81,7	80,3	

Lecture : les débutants à temps complet des années 1976-1980 (tableau 4-A) sont 7,4 % à occuper un emploi à temps partiel un an après leur entrée sur le marché du travail et 9,5 % cinq ans plus tard. Les débutants à temps partiel ou intermittent des années 1976-1980 (tableau 4-B) sont 43,9 % à occuper un emploi à temps complet un an après leur entrée sur le marché du travail et 69,8 % cinq ans plus tard.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

La part de la perte de salaire due aux interruptions de carrière, qui peut s'interpréter comme un effet de désaccumulation de capital humain (régressions de type II), est plus importante pour les hommes que pour les femmes. Le différentiel de salaire est cependant faible, de l'ordre de - 1% en défaveur des hommes, pour une interruption de carrière de six mois sur cinq

ans, soit correspondant à 10 % de l'expérience potentielle. La dépréciation de capital humain semble donc plus importante pour les hommes que pour les femmes, mais l'écart est de faible ampleur et varie très peu d'une cohorte à l'autre.

De plus, les interruptions de carrière entraînent des changements de situation par rapport à

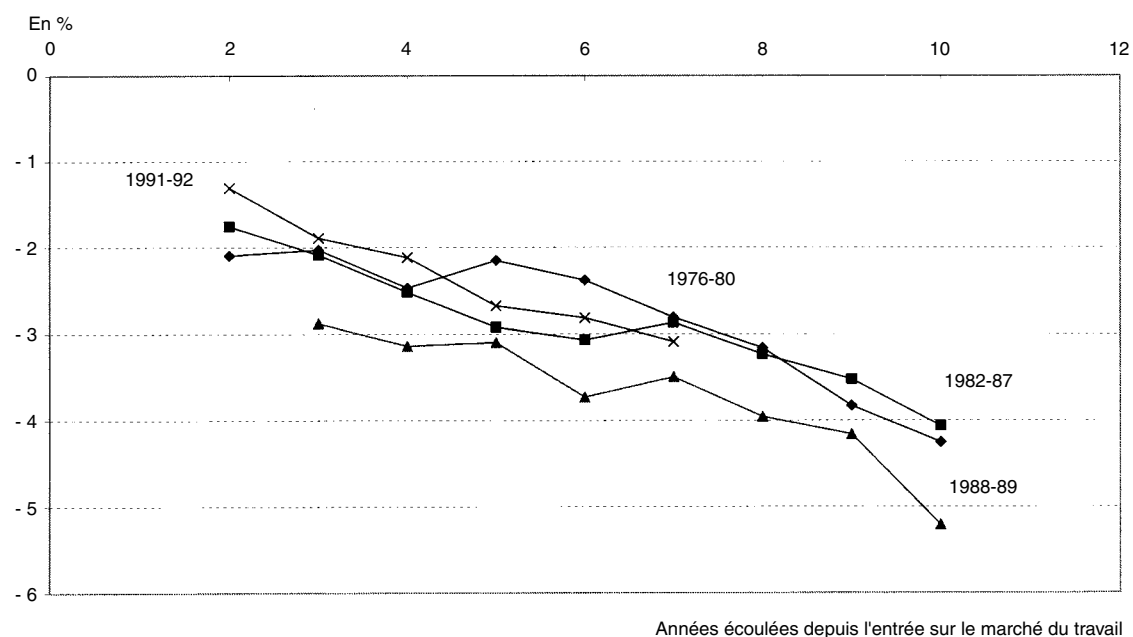
Tableau 5
Les interruptions de carrière : proportion du temps écoulé passé hors champ des DADS depuis l'année du premier emploi

En %

Années écoulées depuis le premier emploi	Ensemble				Hommes				Femmes			
	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992
Deux	6,8	6,8		8,9	7,9	7,0		8,9	5,6	6,6		9,0
Trois	9,8	8,8	5,5	11,3	11,9	9,1	5,6	11,4	7,1	8,4	5,4	11,2
Quatre	8,5	9,1	7,0	12,0	10,3	9,5	7,0	12,0	6,1	8,6	7,1	12,0
Cinq	6,7	8,9	7,8	12,0	7,8	9,2	7,8	11,9	5,4	8,5	7,8	12,0
Six	7,4	8,6	8,4	11,7	8,5	8,8	8,4	11,7	5,9	8,4	8,4	11,8
Sept	6,9	8,6	8,6	10,7	7,6	8,7	8,6	10,8	5,9	8,5	8,6	10,6
Huit	7,4	9,0	8,6		8,1	9,0	8,6		6,5	9,0	8,7	
Neuf	7,5	8,2	8,6		8,0	8,2	8,5		6,6	8,2	8,6	
Dix	7,6	8,2	8,6		8,1	8,2	8,5		6,9	8,2	8,7	

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Graphique VII
Effet des interruptions de carrière sur la rémunération future (régression type I)



Lecture : pour les hommes comme pour les femmes ayant débuté dans les années 1991-1992, au bout de cinq ans d'expérience, le fait d'avoir passé 10 % de sa carrière en dehors du champ des DADS apporte une perte de 2,6 % sur le salaire par rapport à un individu ayant les mêmes caractéristiques initiales (emploi, sexe, âge) mais n'ayant pas connu d'interruption de carrière. Cette perte est respectivement de 2,1 % et de 3 % au bout de cinq ans pour les débutants des années 1976-1980 et 1988-1989.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

l'emploi initial (changement de temps de travail, de catégorie socioprofessionnelle, etc.) qui dans le passé étaient plus défavorables aux femmes en termes de salaire (par exemple, parce que des femmes s'étaient arrêtées de travailler un moment à la naissance d'un enfant et reprenaient ensuite un emploi à temps partiel). Elles sont désormais plus défavorables aux hommes.

Qu'elles transitent par des effets de désaccumulation de capital humain ou par des changements de situation d'emploi, les interruptions de carrière sont plus défavorables aux hommes, et ce encore davantage pour les débutants des cohortes récentes (11).

Le différentiel de salaire entre les débutants à temps complet et les autres se réduit moins que par le passé

Compte tenu du concept de salaire retenu, les débutants à temps partiel perçoivent un salaire,

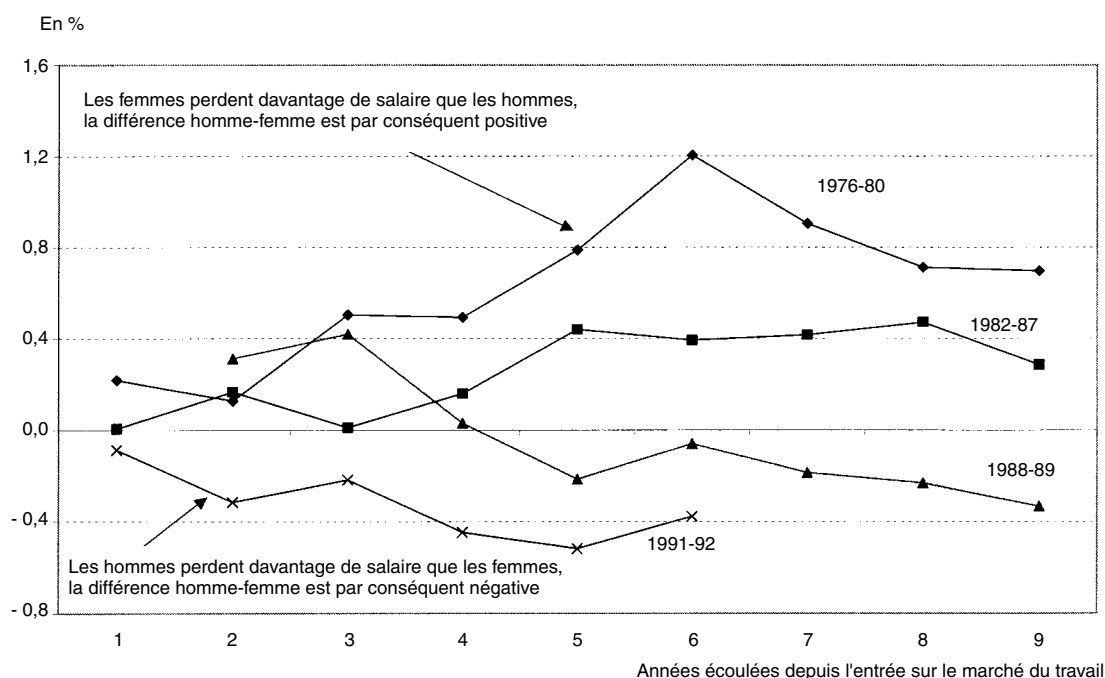
toutes choses égales par ailleurs, inférieur à celui des débutants à temps complet. Néanmoins, cet écart s'est réduit pour les cohortes récentes : de - 47 % en moyenne pour les cohortes 1976-1980, il est de - 40 % en moyenne pour les cohortes 1991-1992 (12). Ce différentiel important en début de carrière s'atténue ensuite au cours de la carrière sans jamais se résorber. En effet, une certaine fraction des débutants à temps partiel obtiennent plus tard un emploi à temps complet, le plus souvent quelques années après le début du premier emploi. Ces change-

11. Ce résultat est à rapprocher de celui de Bayet (1996), même si les concepts d'interruption de carrière sont différents. Dans son étude, il s'agit de durées passées en inactivité ou au chômage, tandis qu'ici il s'agit d'une proportion du temps écoulé depuis l'année du premier emploi durable passée hors champ des DADS, qu'il s'agisse d'inactivité, de chômage, de formation, de périodes d'emploi hors champ des DADS ou d'une période d'attente entre deux emplois.

12. L'inverse est observé pour les débutants intermittents (a priori intérimaires et emplois saisonniers) : l'écart avec les débutants à temps complet de - 32 % en moyenne pour les cohortes 1976-1980 est de - 38 % en moyenne pour les débutants 1991-1992.

Graphique VIII
Différence de salaire hommes-femmes imputable aux changements de situation d'emploi induits par les interruptions de carrière

Écart homme-femme de l'effet des interruptions de carrière : différence écart régression type I moins écart régression type II



Lecture : pour les hommes comme pour les femmes ayant débuté dans les années 1991-1992, au bout de cinq ans d'expérience, le fait d'avoir passé 10 % de sa carrière en dehors du champ des DADS par rapport à une personne qui ne s'est pas arrêtée de travailler mais qui a débuté sur le même type d'emploi, est à l'origine d'un changement de situation par rapport à l'emploi initial avec une perte de salaire de 0,5 %. Cette perte est de 0,2 % au bout de cinq ans pour les débutants des années 1988-1989. En revanche, pour les débutants des années 1976-1980, une telle durée d'absence sur les cinq ans entraînait au retour un changement de situation rémunérateur (+ 0,8 %). Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

ments de situation sont moins fréquents pour les cohortes récentes, et l'écart de salaire entre les débutants à temps complet et à temps non complet est au bout de quelques années plus important pour ces cohortes récentes que celui observé pour les cohortes intermédiaires (1982-1987). Ainsi, l'écart entre débutants à temps partiel et débutants à temps complet est de - 15 % au bout de cinq ans pour les débutants des cohortes 1988-1989 et de - 12 % pour les cohortes 1991-1992 alors qu'il est de - 9 % pour les débutants des cohortes 1982-1987 (régressions de type I). Si les changements de temps partiel à temps complet sont moins fréquents que par le passé, des débutants à temps complet occupent en revanche plus souvent quelques années plus tard un emploi à temps partiel ou en tant que travailleur intermittent (cf. tableaux 4-A et 4-B).

Les débutants à temps partiel, lorsqu'ils occupent plus tard un emploi à temps complet, ont des salaires très proches de ceux qui ont débuté à temps complet (à premier emploi comparable et changements de situation identiques à l'exception du temps de travail, régression de type II). Avoir débuté à temps partiel ne semble pas être pénalisant pour les salaires futurs dans ce cas. Ce résultat est à nuancer selon les cohortes. En fait, il semble que débiter à temps partiel, lorsqu'on occupe un emploi à temps complet plus tard, était légèrement pénalisant pour les cohortes les plus anciennes, cet effet n'étant cependant pas persistant au bout de quelques années. Pour les cohortes les plus récentes, débiter à temps partiel n'a pas de conséquence sur les salaires lorsqu'on se retrouve à temps complet.

En revanche, ceux qui ont débuté à temps complet et occupent ensuite un emploi à temps partiel gagnent en moyenne 6 % de plus que ceux ayant toujours travaillé à temps partiel. Cet écart reste du même ordre quel que soit le nombre d'années écoulées depuis le premier emploi et quelles que soient les cohortes. Il est cependant plus élevé les toutes premières années (10 à 12 % au bout de deux ans de carrière et 8 % au bout de trois). Il pourrait s'agir d'un effet de sélection : ceux acceptant un emploi à temps partiel après un emploi à temps complet l'acceptent peut-être parce qu'il est relativement bien rémunéré, ceux ayant débuté à temps partiel n'étant pas confrontés aux mêmes choix.

Les changements d'employeurs en début de carrière sont rémunérateurs

À situation initiale identique et parcours professionnel comparable (régression type II), le fait

d'être passé par un plus grand nombre d'employeurs a un effet positif sur la rémunération. Cet effet semble même croître au cours du temps : au bout de cinq ans, être passé par un employeur supplémentaire par année écoulée depuis le premier emploi (à emploi initial, changement de situation d'emploi et expérience réelle contrôlés) se traduit par un salaire en moyenne supérieur de 9 %. Même pour les cohortes récentes, qui ont le gain le plus faible de mobilité d'entreprise, celui-ci se monte « toutes choses égales par ailleurs » à 7 % au bout de cinq ans de carrière (cf. graphique IX). Ce résultat est à rapprocher de celui obtenu par Topel et Ward (1992) qui montrent que la mobilité externe est plus rentable pour les jeunes salariés.

Tel quel, le changement d'employeur semble très rémunérateur. Il est cependant estimé en contrôlant les situations initiales et instantanées. Or, les changements d'employeurs peuvent entraîner des changements de situation d'emploi par rapport à la situation initiale, défavorables pour les salaires, par exemple suite à un licenciement économique. Les emplois retrouvés ne sont pas toujours à la hauteur des espérances des salariés licenciés. Ainsi, la mobilité d'entreprise s'accompagnant, *a priori* (13), d'un changement de situation d'emploi (régressions de type I moins régressions de type II) s'avère positive pour l'évolution des salaires en tout début de carrière seulement, la progression salariale s'effectuant au rythme des changements d'entreprise (14). Mais cette mobilité est négative après trois à cinq ans d'expérience professionnelle (la perte est alors de 5 % au bout de dix ans pour un employeur supplémentaire). Au bout de plusieurs années d'activité, avoir eu un trop grand nombre d'employeurs peut être le signe d'une difficulté persistante à s'insérer sur le marché du travail ou à se stabiliser dans « la bonne entreprise ». Les pertes de salaire peuvent devenir importantes au bout de plusieurs années par rapport à des salariés gardant le bénéfice de l'ancienneté dans leur entreprise.

Néanmoins, à emploi initial comparable, les changements d'entreprise s'accompagnent de

13. Il est un peu abusif d'attribuer la différence des effets des coefficients de la régression de type I et des coefficients de la régression de type II à des effets de la mobilité d'entreprise qui transitent par des changements de situation d'emploi. Ces changements de même que la mobilité ne sont pas forcément concomitants.

14. Cf. Topel et Ward (1992) qui établissent un constat similaire sur données américaines.

surcroûts de salaire positifs quels que soient le nombre d'années écoulées depuis le premier emploi, que les changements intervenus depuis le premier emploi soient ou non pris en compte (régressions de type I et II).

Le surcroît de salaire lié à la mobilité d'entreprise a diminué pour les cohortes 1988-1992 relativement aux cohortes 1982-1987, en contrôlant les changements de situation d'emploi (régression type II) tout comme à travers les changements de situation d'emploi (régression type I moins type II) (cf. graphique X). Les changements d'entreprise sont peut-être plus souvent subis au début des années 90 (dégradation importante du marché du travail jusqu'en 1997), alors qu'ils correspondaient davantage à des carrières ascendantes dans les années 80 (surtout à la fin de celles-ci). En début de carrière, les changements d'employeurs sont d'autant plus fréquents que les cohortes de débutants sont récentes (cf. tableau 6). Ce sont les débutants des années 1991-1992 qui, en moyenne, connaissent au bout de cinq ans le plus grand nombre d'employeurs différents (cf. tableau 7).

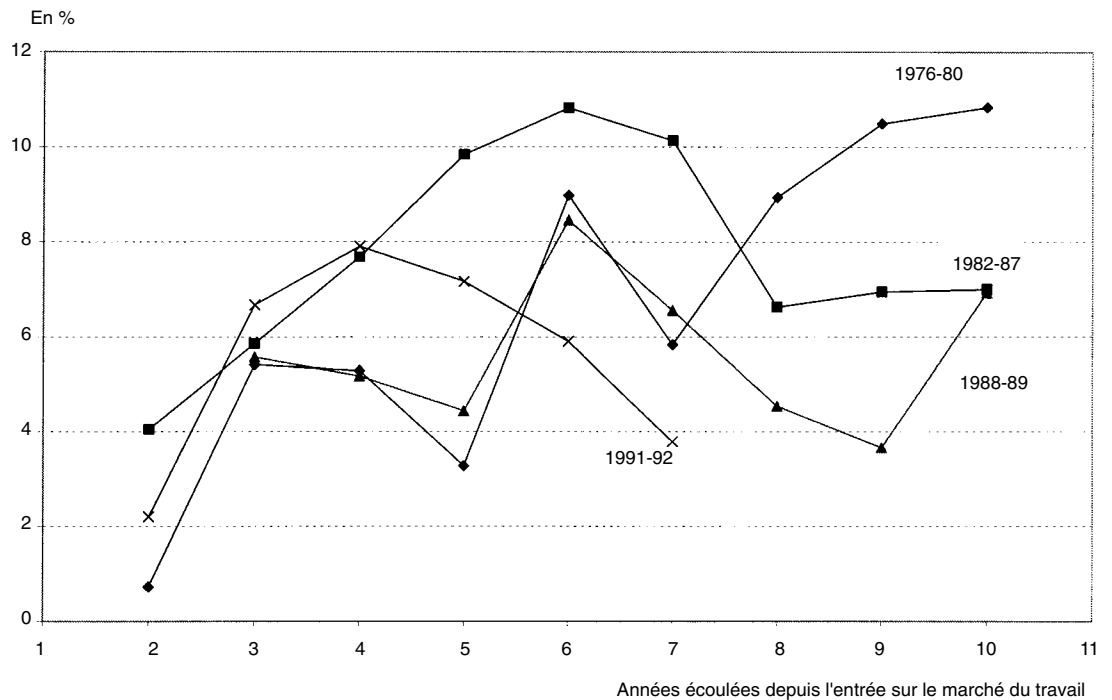
Une accentuation de la hiérarchie salariale initiale selon les catégories socioprofessionnelles

La hiérarchie salariale du premier emploi selon les catégories socioprofessionnelles (initiales) est respectée tout au long de la carrière. Elle est même amplifiée, puisque l'écart entre les débutants cadre et les débutants ouvriers qualifiés s'accroît au cours des années. Au bout de cinq ans, les débutants cadres gagnent en moyenne 40 à 50 % de plus que des ouvriers qualifiés, à autres caractéristiques initiales données (régressions de type I). Cet écart, bien que plus important initialement pour les cohortes ayant débuté après 1980, se creuse moins vite que pour les cohortes plus anciennes (cf. graphique XI).

Les changements de situation en cours de trajectoire sont davantage favorables aux ouvriers qualifiés qu'aux cadres, le différentiel de salaire cadre-ouvrier qualifié se réduisant quand on les prend en compte (15). Tel quel, ce constat est

15. Écart cadre-ouvrier qualifié issu de la régression type I moins écart cadre-ouvrier qualifié issu de la régression de type II.

Graphique IX
Effet du nombre d'employeurs (rapportés à l'expérience potentielle) sur les salaires (régression de type II)



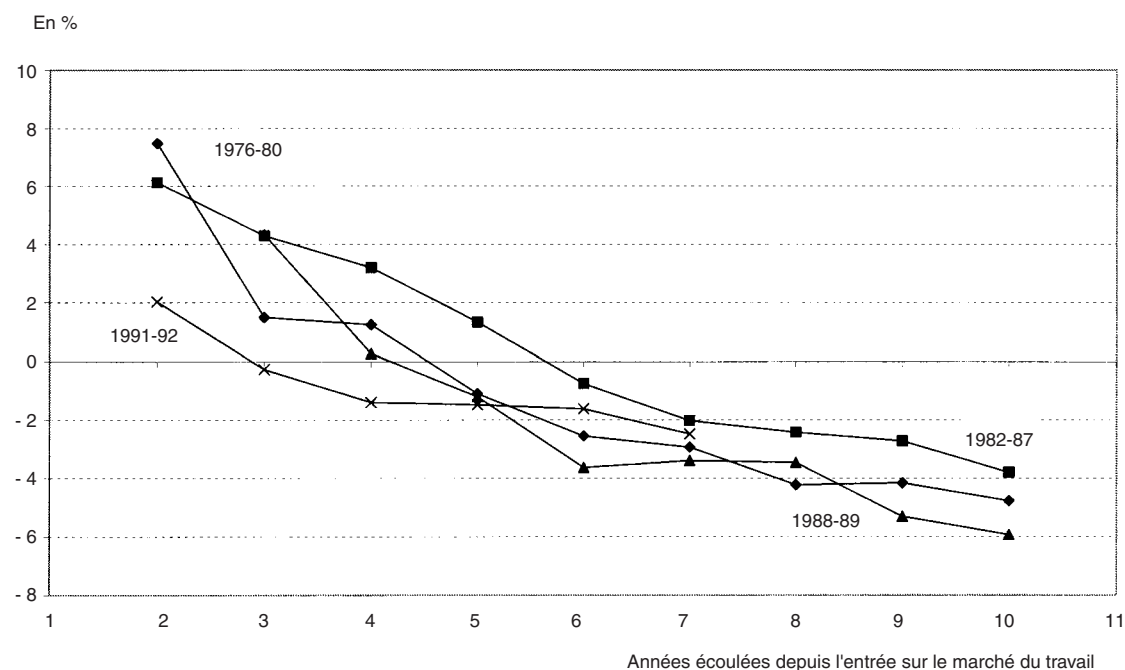
Lecture : au bout de cinq ans, être passé par un employeur supplémentaire par année écoulée depuis le premier emploi (à emploi initial, changement de situation d'emploi et expérience réelle contrôlés) a pour conséquence d'avoir un salaire en moyenne supérieur de 7,1 % pour les cohortes 1991-1992 et de 3,3 % pour les cohortes 1976-1980.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Graphique X
Effet du nombre d'employeurs moyen sur les salaires futurs transitant par un changement de situation par rapport à l'emploi initial

Coefficient de la régression de type I moins coefficient de la régression de type II



Lecture : pour les hommes comme pour les femmes ayant débuté dans les années 1991-1992, au bout de cinq ans d'expérience, être passé par un employeur supplémentaire par année écoulée depuis le premier emploi relativement à une personne ayant débuté sur un emploi comparable, est à l'origine d'un changement de situation au bout de ces cinq ans par rapport à l'emploi initial avec une perte de salaire de 1,5 %. Au contraire, pour les débutants dans les années 1982-1987, une telle situation entraînait un surcroît de salaire de 1,3 %.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
 Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Tableau 6
Proportion de débutants travaillant dans une entreprise différente de celle du premier emploi

En %

Années écoulées depuis le premier emploi	Ensemble				Hommes				Femmes			
	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992
Une	13,9	15,8	17,2	17,8	14,4	16,1	17,9	18,0	13,2	15,3	16,4	17,7
Deux	28,0	29,5	30,3	34,3	29,6	30,4	31,2	34,8	26,0	28,3	29,0	33,8
Trois	40,4	39,7	44,6	47,1	43,3	41,2	45,6	47,6	36,8	37,9	43,3	46,4
Quatre	46,3	49,4	54,0	55,5	49,6	51,2	54,7	55,9	41,9	47,0	53,0	55,0
Cinq	51,9	56,9	60,5	61,2	54,9	58,6	61,7	61,6	48,1	54,8	58,9	60,8
Six	57,8	63,5	64,7	66,0	60,6	65,2	65,9	66,5	53,9	61,2	62,9	65,5
Sept	60,9	67,0	68,6	69,4	63,4	68,6	69,8	70,0	57,5	64,8	66,9	68,6
Huit	65,0	73,2	71,7		67,4	74,4	72,8		61,5	71,5	70,0	
Neuf	68,0	72,9	74,7		70,1	74,1	75,8		64,8	71,3	73,1	
Dix	71,3	74,7	80,0		73,2	76,0	80,8		68,3	73,0	78,7	

Lecture : 13,9 % des débutants dans les années 1976-1980 occupent, quand ils sont toujours en emploi un an plus tard, un emploi dans une entreprise différente de celle de leurs débuts. Cinq ans plus tard, quand ils sont toujours en emploi, ils sont 51,9 % à avoir changé d'entreprise.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
 Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Tableau 7
Nombre moyen d'employeurs différents, exception faite du premier employeur

Années écoulées depuis le premier emploi	Ensemble				Hommes				Femmes			
	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992	1976-1980	1982-1987	1988-1989	1991-1992
Deux	0,2	0,2		0,2	0,2	0,2		0,2	0,2	0,2		0,2
Trois	0,4	0,4	0,2	0,6	0,4	0,5	0,2	0,6	0,4	0,4	0,2	0,5
Quatre	0,7	0,7	0,4	0,9	0,8	0,7	0,4	0,9	0,6	0,7	0,4	0,9
Cinq	0,9	1,0	0,7	1,2	1,0	1,0	0,8	1,2	0,7	0,9	0,7	1,2
Six	1,0	1,2	1,1	1,5	1,1	1,3	1,1	1,5	0,9	1,2	1,0	1,4
Sept	1,2	1,5	1,3	1,8	1,4	1,6	1,4	1,8	1,1	1,4	1,2	1,7
Huit	1,4	1,7	1,5	2,0	1,5	1,8	1,6	2,1	1,2	1,6	1,5	1,9
Neuf	1,6	2,1	1,8		1,8	2,2	1,9		1,4	2,0	1,7	
Dix	1,8	2,2	2,0		2,0	2,3	2,1		1,6	2,0	1,9	

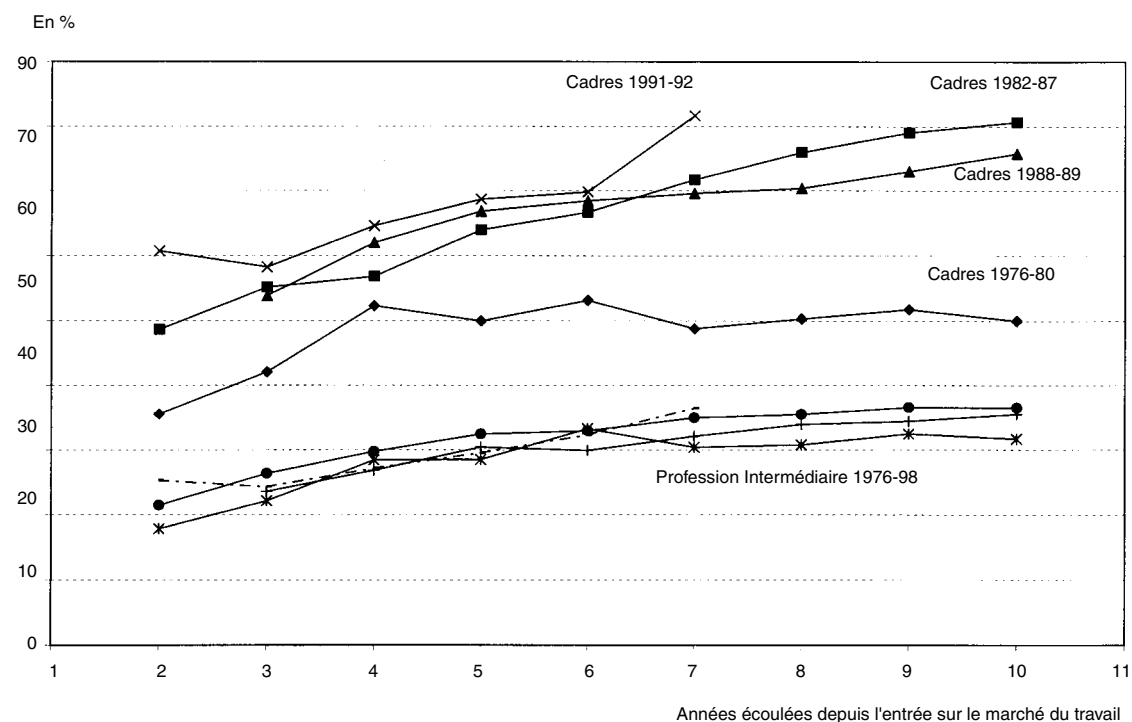
Lecture : les débutants des années 1976-1980 toujours en emploi un an après leur début, ont en moyenne travaillé pour 1,2 employeurs différents, à savoir l'employeur de leurs débuts plus 0,2 employeur supplémentaire en moyenne. Cinq ans plus tard, quand ils sont toujours en emploi, ils ont exercé en moyenne dans 0,9 entreprise supplémentaire.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Graphique XI
Effet de la catégorie sociale initiale sur les salaires (référence : ouvriers qualifiés)

Régression de type II : à situation initiale donnée et changements de situation d'emploi comparables



Lecture : les débutants cadres dans les années 1991-1992 ont par rapport aux ouvriers qualifiés ayant débuté les mêmes années sur des emplois comparables (même temps de travail, même secteur d'activité etc.) et ayant au bout de cinq ans connu les mêmes changements de situation d'emploi (changement ou maintien du secteur d'activité, etc.) un salaire supérieur de 69 % en moyenne.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

tautologique car la mobilité socioprofessionnelle ascendante est par définition exclue pour les cadres (16). Ce qui est intéressant ici est que les changements de situation sont, relativement aux cadres, de moins en moins favorables aux ouvriers qualifiés. Pour les débutants ouvriers qualifiés des années 1982-1987, le différentiel de salaire avec les débutants cadres au bout de cinq ans de carrière diminue de 15 % (c'est-à-dire, il passe de 50 % à 35 %) sous l'effet des changements de situation par rapport à l'emploi initial (régressions type I moins type II) (cf. graphique XII).

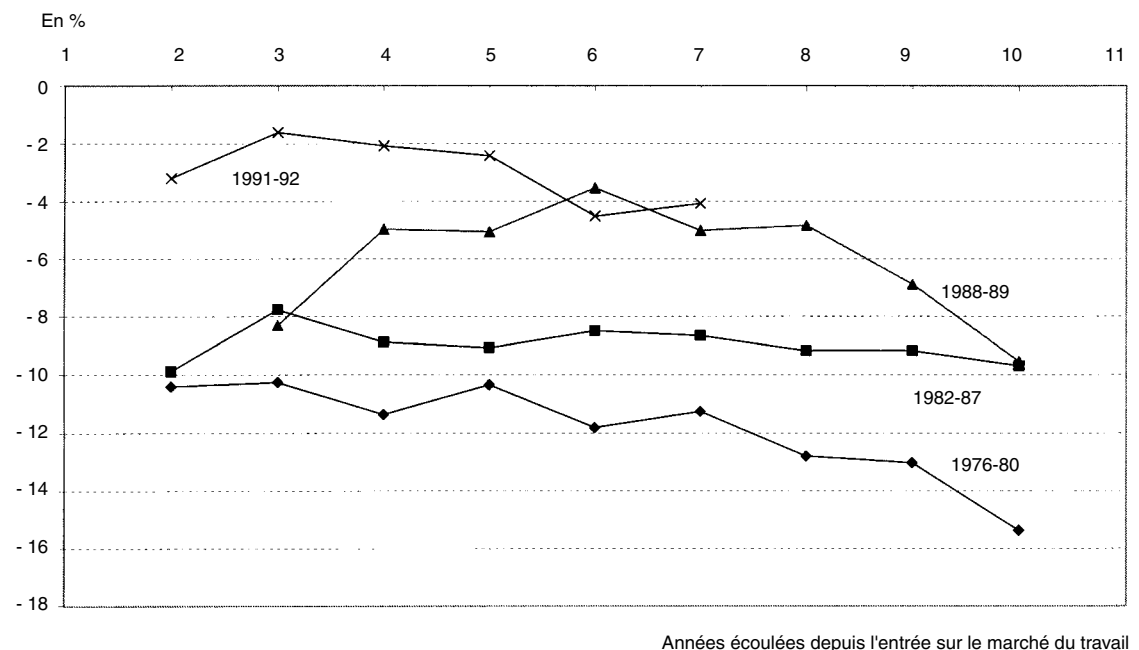
En revanche, ce différentiel ne diminue que de 2 % pour les débutants des années 1991-1992. Les types de changements qui améliorent les perspectives de salaire des ouvriers (comme des promotions) sont peut-être moins fréquents qu'auparavant tandis que les passages par le temps partiel deviennent plus fréquents. Les cadres seraient moins concernés par certaines évolutions à l'œuvre sur le marché du travail, en particulier la montée des emplois précaires.

Pour résumer, en ne considérant que les évolutions correspondant aux cohortes entrées après 1980, on observe une stabilité entre cohortes de l'écart, « toutes choses égales par ailleurs » et à trajectoire comparable, entre ceux ayant débuté cadre et les autres (cf. graphique XI) alors que, du fait qu'ils n'ont pas de trajectoire comparable, l'écart moyen n'a fait que croître. Notamment, les individus débutant parmi les moins qualifiés ont une probabilité plus élevée de se retrouver à temps partiel.

16. Ce constat repose sur le codage de catégorie socioprofessionnelle initiale. L'ancienne nomenclature PCS a été rétropolée en nouvelle nomenclature CSP de 1976 à 1982 dans les DADS, selon un traitement dont on ne peut aujourd'hui apprécier la qualité. Pour cette raison, il est délicat de commenter les effets des mobilités socioprofessionnelles à l'œuvre pour les cohortes 1976-1980. D'autres problèmes de qualité subsistent néanmoins pour les autres cohortes. S'il semble qu'il y ait un problème avant 1982, on peut supposer qu'après 1982 on raisonne à « erreur constante » : les mobilités descendantes observées pour les cadres sont du même ordre pour les cohortes 1982-1987 et 1988-1992.

Graphique XII
Effets des changements de situation d'emploi sur le différentiel de salaire cadre-ouvrier qualifié

Différentiel régression type I moins différentiel régression type II



Lecture : les débutants cadres dans les années 1991-1992 connaissent, relativement aux ouvriers qualifiés ayant débuté les mêmes années sur des emplois comparables (même temps de travail, même secteur d'activité, etc.), des changements par rapport à leur emploi initial, qui par exemple, au bout de cinq années d'expérience sur le marché du travail, se traduisent par une perte relative de salaire de 2,4 %.

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Les facteurs inobservés des premiers salaires persistent tout au long de la carrière

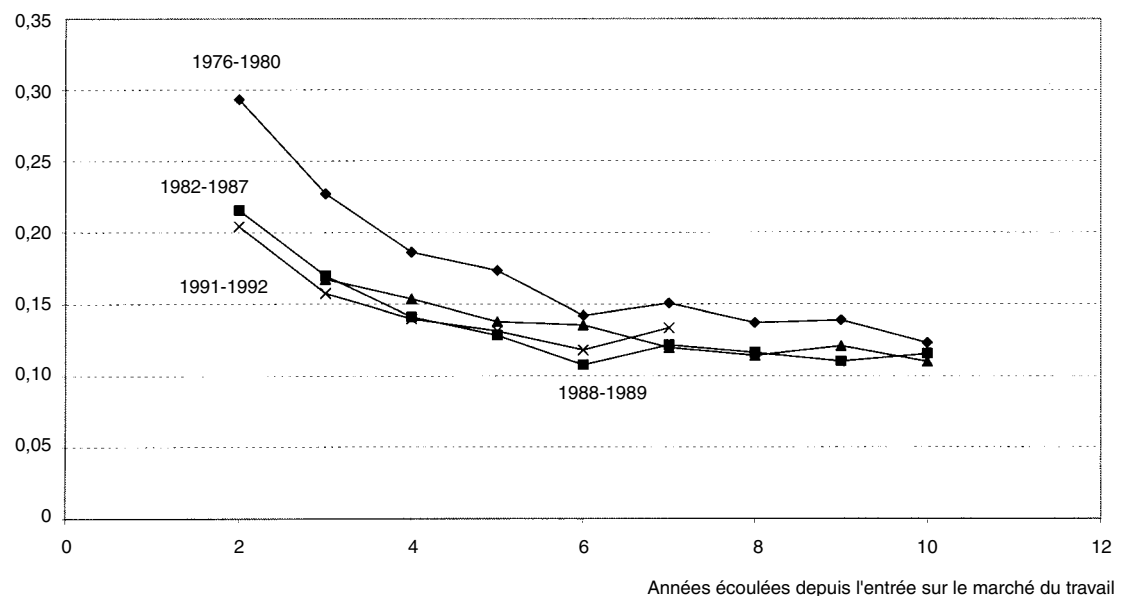
Jusqu'à maintenant, les trajectoires salariales ont été observées en fonction des caractéristiques du premier emploi. Or, ces caractéristiques expliquent en elles-mêmes une part relativement réduite de la variance des salaires initiaux, de l'ordre de 30 %. En effet, l'information disponible est assez fruste (les professions sont très peu détaillées et le niveau de formation des individus est inconnu). Les caractéristiques « inobservables » ou inconnues expliquent une part importante de la variabilité des premiers salaires et donc certainement aussi une part de la variabilité des salaires futurs. Pour en tenir compte, l'écart entre le salaire observé au premier emploi et le salaire prédit en fonction des caractéristiques observables du premier emploi (plus précisément le résidu de l'équation de salaire du premier emploi) a été introduit dans les équations de salaire futur. Un autre intérêt de l'introduction du résidu initial était de corriger les estimations des paramètres de l'équation de participation, comme des équations de salaires futurs, d'éventuels biais liés à l'existence de ces caractéristiques inobservables fixes (cf. encadré 1). Ces biais peuvent provenir

de l'introduction de variables reflétant la dynamique de la trajectoire salariale ou professionnelle telles que les interruptions de carrières, le nombre de périodes d'emploi et les éventuels changements de situation d'emploi.

L'effet des caractéristiques inobservables est positif sur les salaires futurs et décroissant au cours du temps. Il se stabilise à un niveau d'environ 0,13 au bout de cinq à six ans de carrière (cf. graphique XIII). Ainsi, un individu dont le salaire initial était supérieur de 10 % à sa valeur espérée, conditionnellement aux caractéristiques observables de son premier emploi, perçoit cinq ans plus tard, toutes choses égales par ailleurs, un salaire supérieur de 1,2 % (soit 1,1 à la puissance 0,13). Cette différence peut sembler minime ; elle n'en est pas moins significative et importante, la valeur du résidu prise comme exemple étant illustrative.

La décroissance en début de carrière illustre le caractère transitoire d'une partie des caractéristiques non observables du premier emploi initial qui disparaît au bout de quelques années de carrière. Ne persistent sur le long terme que les caractéristiques fixes inobservables, par définition. Une interprétation de cet effet pourrait être liée au fait que les salariés changent plus souvent

Graphique XIII
Effet du résidu initial sur les salaires, en contrôlant les changements de situation d'emploi (régression de type II)



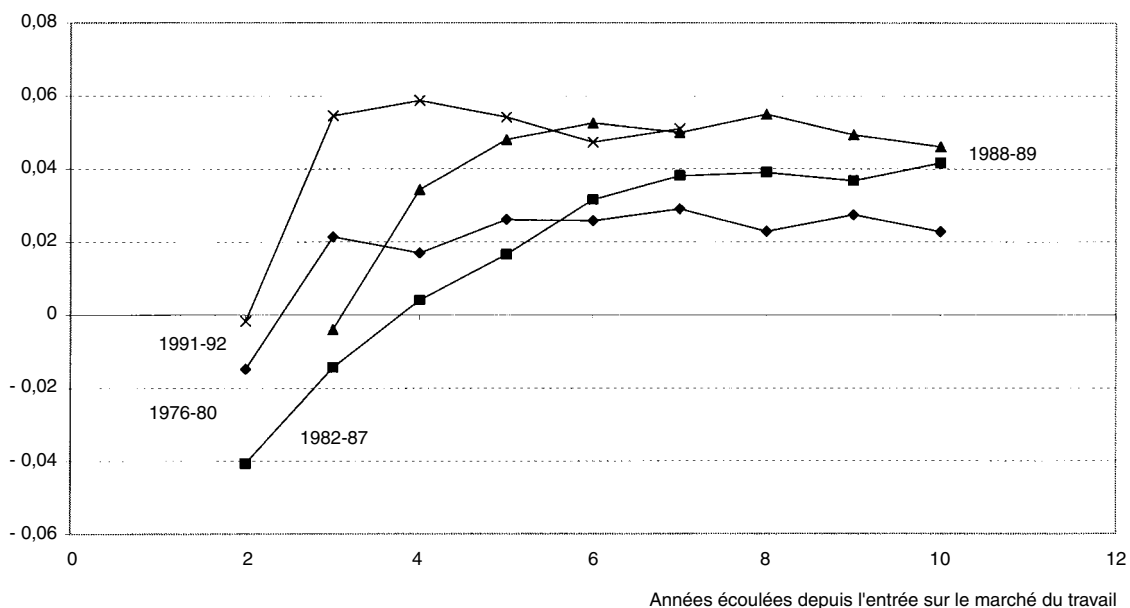
Lecture : un individu ayant débuté dans les années 1991-1992 (respectivement 1976-1980) dont le salaire initial était supérieur de 10 % à sa valeur espérée, conditionnellement aux caractéristiques observables de son premier emploi, perçoit cinq ans plus tard, une fois pris en compte les changements intervenus dans sa situation d'emploi, un salaire supérieur de 1,2 %, soit 1,1 à la puissance 0,13 (respectivement de 1,6 % soit 1,1 à la puissance 0,17).

Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

Graphique XIV
Effet du résidu initial sur les salaires futurs, à travers les changements de situation d'emploi

Coefficient régression de type I moins coefficient régression de type II



Lecture : l'effet des caractéristiques inobservables du premier salaire entraîne des changements de l'emploi à l'origine d'un surcroît de salaire. Ainsi, les débutants des années 1991-1992 (respectivement 1976-1980,) dont le salaire initial était supérieur de 10 % à sa valeur espérée, connaissent au bout de cinq ans d'expérience des changements d'emploi entraînant un salaire supérieur de 0,5 %, soit 1,1 à la puissance 0,05 (respectivement de 0,2 % soit 1,1 à la puissance 0,026).
Champ : les débutants en emploi « durable » du secteur privé (cf. annexe 1).
Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee.

d'entreprise qu'auparavant. Ainsi, la composante de salaire spécifique à l'entreprise n'est pas conservée d'un emploi à un autre. Cet effet expliquerait la décroissance (très relative) de l'effet du résidu initial sur les salaires futurs entre cohortes.

L'effet des caractéristiques inobservables du premier salaire a même un effet positif, persistant et croissant sur les salaires futurs, quand il

s'accompagne de changements de situation d'emploi (régression I moins régression II), cet effet étant plus important pour les cohortes récentes. Les individus ayant un « bon » départ initial ont des perspectives de carrière plus favorables, non seulement à travers le salaire qu'ils peuvent espérer toucher par la suite mais également à travers des trajectoires d'emploi plus favorables (cf. graphique XIV). □

Les auteurs remercient pour leurs critiques d'une version antérieure de cet article Salima Hamouche, Patrick Sevestre, ainsi que Thierry Magnac pour leur avoir suggéré la méthode économétrique utilisée dans l'article. Ils restent néanmoins seuls responsables des erreurs ou approximations pouvant subsister.

BIBLIOGRAPHIE

- Balsan D., Hanchane S. et Werquin P. (1996)**, « Mobilité professionnelle initiale : éducation et expérience sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 91-106.
- Baudelot C. (1981)**, Les bas salaires : 1970-1975, *Archives et Documents*, n° 25, Insee.
- Baudelot C. et Glaude M. (1989)**, « Les diplômés se dévaluent-ils en se multipliant ? », *Économie et Statistique*, n° 225, pp. 3-16.
- Bayet A. (1996)**, « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 21-36.
- Bordigoni M. et Mansuy M. (1997)**, « Les parcours professionnels des lycéens et apprentis débutants », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 109-120.
- Burnod G. et Chenu A. (2001)**, « Employés qualifiés et non-qualifiés : une proposition d'aménagement de la nomenclature des catégories socio-professionnelles », *Travail et Emploi*, n° 86, p. 87.
- Dares (1996)**, *40 ans de politique de l'emploi*, La Documentation française.
- Goux D. et Maurin E. (1994)**, « Éducation, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 155-178.
- Guillot Y. (1988)**, « Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 », *Économie et Statistique*, n° 210, pp. 13-19.
- Guillot Y. et Sevestre J. (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.
- Insee (1995)**, « Les trajectoires des jeunes : transitions professionnelles et familiales », *Économie et Statistique*, n° 283-284.
- Insee (1997)**, « Les trajectoires des jeunes : distances et dépendances entre générations », *Économie et Statistique*, n° 304-305.
- Lechene V., Magnac T., Robin J.-M. et Visser M. (1995)**, *Insertion des jeunes sur le marché du travail : outils et analyses empiriques*, Rapport à la Délégation interministérielle à l'insertion des jeunes, avril.
- Le Minez S., Roux S. et Zamora P. (2002)**, « Le premier emploi durable : un impact persistant sur la carrière salariale » à paraître prochainement in *Données Sociales*.
- Lhéritier J.-L. (1992)**, « Les déterminants du salaire », *Économie et Statistique*, n° 257, pp. 9-21.
- 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.
- Roux S. (2000)**, « Refonte du panel DADS : principes et premières estimations d'emploi et de salaire », à paraître dans un document de travail de la DSDS de l'Insee.
- Simonnet V. (1996)**, « Mobilité professionnelle et salaire : des différences entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 59-71.
- Smith R. et Blundell R. (1986)**, « An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply », *Econometrica*, 54(3), pp 679-685.
- Topel H.R et Ward P.M (1992)**, « Job Mobility and the Careers of Young Men », *The Quarterly Journal of Economics*, May.
- Le lecteur pourra aussi consulter
- Baudelot C. et Gollac M. (1997)**, « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 17-35.
- Buchinsky M., Fougère D. et Kramarz F. (1997)**, « La mobilité salariale en France : 1967-1987 », *Communication aux journées de l'AFSE*, septembre.
- Colin C. (1999)**, « Carrières et salaires : une comparaison hommes/femmes », in *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, Conseil d'analyse économique, la Documentation française.
- Crépon B. et Gianella Ch. (1999)**, « Wages and Labour Market Inequalities in France 1969-1992 :

an Application of Quantile Regression Techniques », document de travail, n° G9905, Direction des Études et Synthèses économiques, Insee.

Insee (1992), « La formation des salaires », *Économie et Statistique*, n° 257.

Insee (1996), « Marché du travail et mobilité », *Économie et Statistique*, n° 299.

Heckman J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », in *Econometrica*, vol. 47, n° 1.

Lollivier S. (1995), « De nouvelles modalités de formation des bas salaires dans l'industrie et le BTP », *Économie et Statistique*, n° 282, pp. 37-45.

Meurs D. et Ponthieux S. (2000), « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 135-158.

Mincer (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press for NBER, New York.

OCDE (1997), *Perspectives de l'emploi*, juillet.

SÉLECTION DES DÉBUTANTS À PARTIR DES FICHIERS DES DADS

Un champ relatif au secteur privé et aux entreprises nationales couvrant la période 1976-1998

La Déclaration annuelle des données sociales (DADS) est une formalité déclarative que doit accomplir toute entreprise employant des salariés, en application de l'article R243-14 du code de la sécurité sociale (décret du 24 mars 1972) et des articles 87.240 et 241 de la loi 51-711 du 7 juin 1951 du code général des impôts.

Dans ce document commun aux administrations sociales et fiscales, les employeurs, y compris les entreprises nationales, les administrations publiques et les collectivités locales, sont tenus de communiquer annuellement, pour chaque établissement, aux organismes de sécurité sociale d'une part, à l'administration fiscale d'autre part, la masse des traitements qu'ils ont versés, les effectifs employés et une liste nominative de leurs salariés indiquant pour chacun le montant perçu des rémunérations salariales. C'est grâce à la Déclaration annuelle de données sociales qu'une telle transmission d'information s'opère.

L'Insee est autorisé à exploiter les informations « employeurs » et « salariés » avec l'utilisation du NIR (numéro d'identification au répertoire) pour un échantillon au 1/25^e (salariés nés en octobre d'une année paire). Les années 1981, 1983 et 1990 n'ont pas été exploitées par l'Insee en raison des recensements de la population de 1982 et 1990. L'Insee exclut actuellement de l'exploitation statistique les salariés agricoles et les agents de l'État en raison de contraintes techniques (régimes spéciaux, etc.). Avant 1987, les données relatives aux collectivités territoriales n'étaient pas exploitées.

Enfin, le suivi des établissements employeurs via le numéro Siret n'est possible que depuis 1976.

Aussi, le champ a-t-il été restreint aux salariés des secteurs privé et semi-public ayant occupé un emploi entre 1976 et 1992, sachant que leurs trajectoires d'emploi et de salaire dans ce champ-là sont connues jusqu'en 1998 (dernière année disponible du panel DADS, cf. annexe 2). Le champ ne couvre donc pas les salariés de l'agriculture et de la sylviculture, les agents des organismes de l'État et des collectivités locales titulaires ou non, les services domestiques, les activités extra-territoriales. Un important travail d'harmonisation a été fourni à cette occasion pour homogénéiser la définition du champ sur longue période (Roux, 2000) (cf. annexe 2).

Deux définitions des débutants

A priori, une définition simple

Une manière *simple* de définir un salarié débutant est de retenir sa première apparition dans les DADS et de la qualifier par l'année correspondante (définissant la cohorte d'appartenance du débutant) et le poste occupé (catégorie socioprofessionnelle, secteur d'activité et taille de l'établissement, temps de travail, salaire perçu, durée de paie). L'âge et le sexe du salarié sont connus. On comptabilise de la sorte 692 800 débutants (représentatifs de 25 * 692 800, soit 17,3 millions d'individus) (cf. tableau A). À partir de cette première occurrence dans le panel DADS, on peut alors suivre le salarié d'année en année : changement ou non d'entreprise,

Tableau A
Première occurrence des individus âgés de 16 à 35 ans dans le panel DADS

Année de première apparition dans les DADS	Nombre d'individus	dont : individus présents uniquement cette année-là	Premier emploi d'apprenti-stagiaire ou d'une durée inférieure à six mois	dont : individus présents uniquement cette année-là	dont : individus présents plus tard sans occuper d'emploi durable	dont : individus présents plus tard et occupant un emploi durable	Premier emploi durable	dont : individus présents uniquement cette année-là
1976	35 875	9 773	22 962	8 379	2 035	12 548	12 913	1 394
1977	46 557	14 031	23 551	8 546	2 114	12 891	23 006	5 485
1978	44 803	12 660	23 310	8 008	2 247	13 055	21 493	4 652
1979	48 009	14 300	26 040	8 992	2 689	14 359	21 969	5 308
1980	45 919	16 337	27 695	10 121	2 336	15 238	18 224	6 216
1982 (1)	65 343	18 682	35 030	11 155	2 785	21 090	30 313	7 527
1984 (1)	61 395	13 788	30 713	8 604	3 064	19 045	30 682	5 184
1985	47 393	16 860	23 875	8 183	2 455	13 237	23 518	8 677
1986	40 939	12 908	23 365	8 430	2 575	12 360	17 574	4 478
1987	44 860	14 844	25 534	9 630	3 025	12 879	19 326	5 214
1988	46 004	14 684	26 744	9 840	3 519	13 385	19 260	4 844
1989	47 370	16 216	29 893	11 454	3 254	15 185	17 477	4 762
1991 (1)	70 805	14 877	38 992	10 896	6 445	21 651	31 813	3 981
1992	47 528	9 811	29 127	7 672	5 588	15 867	18 401	2 139
Ensemble	692 800	199 771	386 831	129 910	44 131	212 790	305 969	69 861

1. Ces cohortes sont plus nombreuses, car elles comprennent également des individus entrés dans le champ des DADS un an plus tôt qu'on ne peut identifier faute d'exploitation informatique des DADS ces années-là.

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) 1976-1998, Insee et traitements des auteurs.

périodes d'absence des DADS, évolution des salaires perçus, changements de catégorie socioprofessionnelle, de condition d'emploi (temps complet/temps partiel/intermittent/intérimaire).

Néanmoins, les DADS ont une définition très extensive du salariat (1) (jusqu'aux travailleurs intermittents et aux travailleurs à domicile pour ne retenir que les cas expressément codés dans les DADS) et les cloisons entre toutes les catégories de salariés sont loin d'être étanches (Baudelot, 1981). Certaines déclarations correspondent parfois à des versements de primes ou d'indemnités et ne sont pas, dès lors, assimilables à des périodes d'emploi (par exemple, une prime de départ relative à l'année n est versée en début d'année n + 1 alors que le salarié n'est plus dans l'entreprise à cette date, ou une prime n'a pas pu être réaffectée à la DADS de l'emploi correspondant (2)).

Par ailleurs, certains individus exercent ponctuellement une activité dans le secteur privé pour ensuite s'orienter vers la fonction publique, le travail indépendant ou l'inactivité. Il peut aussi s'agir de stages rémunérés en entreprise d'étudiants en cours de scolarité, notamment en été, qui ne sont pas, par exemple, recensés dans les enquêtes *Emploi* de l'Insee. Enfin, il ne faut pas négliger les mauvais codages de NIR surtout pour les années anciennes : certains individus mal codés n'apparaîtront ainsi qu'une année avec un mauvais NIR ; aussi, aurait-on tort de les considérer comme « débutants ».

La distribution des statuts d'apprentis-stagiaire (3) parmi les premières apparitions est « chahutée », sans que l'on ne puisse uniquement invoquer la rupture de série introduite par le changement de nomenclature CSP en PCS en 1982 (à l'œuvre en 1984 dans les DADS) (cf. tableau B). C'est pourquoi on a retenu une définition d'emploi durable (soit d'une durée minimale de six mois) qui exclut les apprentis et les stagiaires.

Les salariés débutants qui n'apparaissent qu'une seule fois dans le panel sont nombreux (199 771 individus, soit 29 % des débutants), soit parce qu'ils exercent ponctuellement dans le secteur privé et s'orientent ensuite vers d'autres destinations (emploi public ou indépendant, inactivité), soit parce que le numéro individuel de sécurité sociale est codé avec erreur. Ils sont nettement plus âgés que les autres « débutants » : un quart d'entre eux ont plus de 28 ans et leur âge médian est de 23,2 ans contre 19,6 ans pour les autres. Dans les deux tiers des cas, leur entrée dans le panel DADS correspond à l'occupation d'un poste d'une durée inférieure à six mois ou à un emploi de stagiaire ou d'apprenti. En revanche, peu nombreux (44 131, soit 6,4 % de l'ensemble)

sont les débutants à être présents plusieurs fois dans le panel sans ne jamais occuper d'emploi « durable » (à savoir d'une durée supérieure à six mois et sans être apprenti ou stagiaire).

A posteriori, une définition plus « compliquée » et quelque peu normative

Compte tenu de l'extrême diversité du champ couvert par la source et des erreurs techniques dues au caractère fragmentaire ou erroné de l'information (dont le mauvais codage du NIR dans le passé et le codage imprécis des stagiaires et peut-être des apprentis), on a décidé de restreindre le champ des débutants.

Dans un premier temps, on retient comme débutants, les salariés apparaissant dans le panel des DADS pour la première fois, présents plus d'une fois dans le panel, et occupant lors de leur première apparition ou plus tard un emploi durable (soit un emploi d'une durée d'au moins six mois sans être apprenti ou stagiaire). Dans un second temps, on élimine les observations liées à de « fausses » périodes d'emploi. En effet, ce point a été évoqué plus haut (cf. note 2) : certaines périodes d'emploi paraissent suspectes et correspondent davantage à des compléments de rémunération qu'à de vrais

1. « Couvrant l'ensemble du champ salarié des secteurs privé et semi-public, les DAS embrassent une immense diversité de cas qui ne se réduisent pas tous à l'image traditionnelle que l'on se fait du salarié type (l'ouvrier travaillant quarante heures dans l'usine, l'employée dans le bureau ou le magasin, etc.) : moniteurs de colonie de vacances, gardiens d'immeuble, handicapés, stagiaires, détenus, ecclésiastiques, externes des hôpitaux, apprentis, etc. reçoivent des salaires occasionnels qui ne constituent que des éléments fragmentaires de leurs ressources ; pour certains, le statut de salarié ne reflète pas l'ensemble de leur situation. ». (Baudelot, 1981). La DAS (déclaration annuelle de salaires) est le document administratif qui a précédé la DADS
2. L'entreprise déclare alors souvent une durée de paie sur l'année et quand on rapporte le « salaire » versé à la durée de paie, on a un taux de « salaire » très inférieur au Smic (Baudelot, 1981), ce qui peut être par défaut un moyen d'identifier de telles fausses périodes d'emploi. Par la suite, on fera l'hypothèse que les postes correspondant à des salaires versés extrapolés à l'année inférieurs à 10 % du Smic annuel et inférieurs à 40 % du Smic annuel quand il s'agit de postes à temps complet ne sont pas assimilables à de véritables périodes d'emploi.
3. La formation des jeunes sur le lieu de travail est assurée dans le cadre de la politique d'emploi par les contrats de formation en alternance et les stages en entreprise. L'utilisation de ces derniers en tant qu'instrument de la politique d'emploi a été assez rare avec seulement deux tentatives en 20 ans. Lorsqu'ils sont mis en œuvre, ces stages concernent toutefois un grand nombre de personnes : environ 70 000 jeunes en 1978 et 1981 et un peu plus de 100 000 en 1987-1998. Il s'agit d'emplois très courts à coût extrêmement réduit pour les entreprises (Dares, 1996).

Tableau B
Distribution des apprentis et stagiaires

En % de l'ensemble des débutants

	Année de première apparition dans le panel DADS (première définition des débutants)														Ensemble
	1976	1977	1978	1979	1980	1982	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1991	1992	
Apprentis	8,7	5,9	7,8	6,8	9,4	8,4	8,0	6,2	6,6	5,9	5,6	5,2	5,9	7,9	7,0
Stagiaires	1,8	1,4	1,4	1,2	1,0	1,5	5,1	5,3	5,8	6,2	6,0	5,6	7,2	9,4	4,3

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS), Insee et traitement des auteurs (nomenclature harmonisée sur toute la période).

emplois (4). Comme tout cet article est axé sur le devenir des débutants à partir de leur premier emploi durable, on impose par ailleurs que les salariés retenus *in fine* comme débutants soient présents dans le panel DADS l'année d'après celle de leur premier emploi durable (cf. tableau C).

Cette sélection des débutants est toutefois incomplète, car parmi les salariés occupant un premier emploi « durable » entre 1976 et 1992 manquent les entrants avant 1976 susceptibles d'occuper un emploi « durable » à partir de 1976. C'est pourquoi le panel DADS 1967-1995 a été utilisé pour récupérer ces individus. Tous ceux-ci ont donc par définition commencé avec un emploi non « durable » (cf. tableau D). Au total, si l'on classe les individus débutants selon la date de leur premier emploi durable (et non pas de leur première apparition dans le panel DADS), on obtient le tableau E.

L'emploi durable des débutants ayant eu d'autres emplois auparavant est plus souvent qualifié et les individus sont un peu plus âgés. En moyenne, les débutants ayant eu de courtes périodes d'emploi auparavant ont travaillé dans deux entreprises différentes. Un quart d'entre eux ont occupé des emplois d'apprentis ou de stagiaires qui ont pu excéder une durée de six mois. La proportion des débutants occupant un premier emploi durable et ayant occupé de petits emplois auparavant

4. C'est pourquoi on élimine de l'étude toutes les observations relatives à des salaires trop faibles, jugeant qu'il s'agit probablement de fausses périodes d'emploi. Quand il s'agit du premier emploi « durable », l'individu n'est pas du tout conservé. En revanche, si le salaire de son premier emploi est correct, il est conservé, mais les observations relatives à sa trajectoire correspondant à des salaires trop faibles ne le sont pas.

Tableau C
Les débutants salariés âgés de 16 à 35 ans lors de leur première apparition retenus dans l'article

Année de première apparition dans les DADS	Première sélection		Seconde sélection			
	Nombre d'individus	dont ayant un premier emploi « durable » (en %)	Après élimination des « fausses » périodes d'emploi... (en %)	... et présence imposée un an après le premier emploi durable (en %)	Nombre d'individus sélectionnés	dont ayant un premier emploi « durable » (en %)
1976	24 051	44,2	91,9	85,9	20 667	53,5
1977	30 394	52,2	91,0	83,6	25 405	64,0
1978	29 871	51,4	91,1	84,1	25 133	63,2
1979	31 004	48,9	90,9	82,5	25 566	60,7
1980	27 220	39,0	90,1	79,2	21 554	48,6
1982 (1)	43 843	47,6	91,6	81,8	35 849	55,1
1984 (1)	44 475	52,9	91,7	84,9	37 767	62,3
1985	28 036	47,0	90,0	82,1	23 029	56,7
1986	25 395	47,1	91,2	84,5	21 448	56,8
1987	26 926	47,1	90,6	83,8	22 572	58,1
1988	27 735	46,6	90,6	83,3	23 111	57,9
1989	27 817	41,0	90,3	81,8	22 752	49,8
1991 (1)	49 314	50,9	90,3	83,6	41 247	63,1
1992	32 048	45,5	90,0	78,4	25 129	54,2
Ensemble	448 129	47,7	90,8	82,8	371 229	58,0

1. Ces cohortes sont plus nombreuses, car elles comprennent également des individus entrés dans le champ des DADS un an plus tôt qu'on ne peut identifier faute d'exploitation informatique des DADS ces années-là.

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) 1976-1998, Insee et traitements des auteurs.

Tableau D
Les entrants avant 1976 ayant occupé un emploi durable après 1976

Individus présents de 1967 à 1975 sans occuper d'emploi durable durant les années 1967-1975	165 021
- dont individus présents dans le panel 1976-1998	62 413
- dont individus présents dans le panel 1976-1998 et occupant un emploi durable à un moment donné	50 788
Proportion après élimination des « fausses » périodes d'emploi... (en %)	85,8
... et en ne conservant que les individus présents un an après l'année de leur premier emploi durable (en %)	76,5
Les débutants retenus dans l'étude	35 395
- dont âgés de 16 à 35 ans l'année de leur premier emploi durable	28 289

Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) 1976-1998, Insee et traitements des auteurs.

dans le secteur privé est légèrement en diminution. Ce résultat semble contraire aux travaux sur l'insertion soulignant l'augmentation de la durée de la période allant de la fin du système scolaire au premier emploi (« durable » ou non). Cela montre encore une fois la spécificité du champ retenu : il s'agit d'emplois uniquement dans le secteur privé et toutes les périodes d'emploi ont été

recensées y compris les stages d'été lorsqu'ils sont rémunérés avant le premier emploi durable. Les emplois aidés (d'une durée minimale de six mois) à l'exception de l'apprentissage peuvent faire partie des premiers emplois durables : c'est actuellement le cas des contrats d'adaptation et des contrats de qualification, sauf rupture de contrat.

Tableau E
Les débutants salariés âgés de 16 à 35 ans lors de leur premier emploi durable retenus dans l'article

Année du premier emploi durable	Nombre d'individus âgés de 16 à 35 ans l'année de leur premier emploi durable	dont ayant un premier emploi « durable » (en %)
1976	20 360	50,7
1977	25 841	57,8
1978	25 386	57,7
1979	24 644	58,1
1980	16 884	55,7
1982	32 021	57,4
1984	38 840	56,8
1985	22 109	54,2
1986	21 578	52,2
1987	22 749	52,7
1988	23 787	51,3
1989	20 740	50,0
1991	45 673	52,2
1992	24 330	51,5
1976-1992	364 942	54,3

Champ : salariés ayant un premier emploi durable entre 1976 et 1992 (emploi d'une durée d'au moins six mois, hors apprentissage et stage et après avoir éliminé les fausses périodes d'emploi) et présents l'année suivant la date de leur premier emploi durable.
 Source : panel des Déclarations annuelles de données sociales (DADS) 1976-1998, Insee et traitements des auteurs.

LE PANEL DADS

Les données de la source DADS sont soumises à de nombreux contrôles par ses gestionnaires. Certains traitements spécifiques ont dû néanmoins être entrepris dans l'optique d'un suivi individuel.

Le recours à l'imputation pour les données partiellement manquantes

Il est délicat d'étudier la présence d'un salarié au travers des DADS, à savoir la fréquence, la durée et la continuité de ses périodes d'emploi dans le secteur privé. En effet, la qualité des DADS s'est améliorée au cours du temps (meilleur codage en particulier des identifiants individuels), si bien que le taux d'absence (probabilité que le salarié ne soit pas présent dans le champ des DADS) a tendance à diminuer mécaniquement au cours du temps. Le taux d'absence au cours d'une année complète des cohortes d'entrants les plus récentes ne semble pas plus important que celui des générations anciennes, alors que le chômage s'est fortement développé depuis comme les formes particulières d'emploi.

Une observation est définie par la combinaison de deux identifiants, celui de l'entreprise et celui de l'individu. Si le numéro Siren a une structure interne permettant de vérifier s'il y a des erreurs de codage, ce n'est pas le cas du NNI (numéro national d'identité). Le transfert de données ne se faisant pas par des supports électroniques de manière généralisée durant les années 80, de nombreuses erreurs de codage ont modifié des identifiants individuels. Ainsi, il apparaît dans les données un nombre important de combinaisons « NNI-Siren-AN » telles qu'aucune autre combinaison ne possède le même NNI. Comme conséquence immédiate, il manque à un certain nombre de combinaisons NNI-Siren une unique année.

Soit, par exemple, le cas d'un travailleur observé dans la même entreprise en 1978 et 1980. Mais aucune observation n'apparaît en 1979. Si on considère ces observations comme exactes, cela signifie qu'un travailleur aurait été employé dans cette entreprise jusqu'à une certaine date en 1978 (dépendant du nombre de jours travaillés, le 31 décembre le plus vraisemblablement) et réembauché après une certaine date en 1980 (dépendant encore du nombre de jours travaillés, le 1^{er} janvier le plus vraisemblablement) dans cette même entreprise alors qu'il n'aurait pas du tout été employé en 1979. Ceci est très improbable. On a adopté la solution suivante : chaque fois qu'une observation est manquante une année donnée alors qu'il existe des observations NNI-

Siren pour les années précédentes et suivantes, on crée une observation correspondant à l'année manquante avec la même combinaison NNI-Siren. Le revenu est estimé par la moyenne géométrique des revenus des années adjacentes. Toutes les autres variables ont été imputées à leur valeur observée l'année suivante (300 000 observations ont ainsi été imputées sur 2 millions).

Le concept de salaire retenu

Le salaire net journalier perçu a été retenu comme concept de salaire, en rapportant le salaire perçu sur la durée de l'emploi au nombre de jours de paie déclarés par l'employeur. Ce salaire est ensuite extrapolé au mois. Ce concept est intermédiaire entre un concept de salaire offert et un concept de revenus salariaux (avant transferts et impôts). Le salaire offert nécessiterait de recourir au salaire horaire, ce qui est impossible dans les DADS avant 1994 et contraindrait à ne retenir que les salariés à temps complet sous l'hypothèse qu'ils effectuent des durées de travail hebdomadaire similaires. Le salaire journalier perçu résume à la fois le salaire horaire et le nombre d'heures offerts.

Avantages et limites des données utilisées

L'étude des trajectoires professionnelles des entrants sur le marché du travail est en général limitée soit par la durée d'observation des trajectoires, soit par le nombre de cohortes disponibles (enquêtes *FQP*, enquête *Jeunes et carrières*, enquêtes du Cereq). Grâce au panel DADS, il est possible de suivre différentes cohortes d'entrants sur le marché du travail sur des périodes assez longues. Les données permettent de nombreuses analyses puisqu'à chaque date où il est employé dans le secteur privé, l'emploi et le salaire du salarié sont connus. En revanche, on ne peut caractériser les périodes de non-emploi, qui peuvent être liées au chômage, au retrait d'activité, à la prise d'un emploi non salarié ou salarié dans la fonction publique ou encore à des périodes de formation. Les données relatives aux salariés sont limitées : la nature du contrat de travail (CDI/CDD) n'est pas connue, les contrats aidés sont mal identifiés à l'exception de l'apprentissage, et le diplôme, élément important de l'estimation des fonctions de gain (théorie du capital humain), n'est connu que pour un dixième des salariés (appariement avec l'*Échantillon démographique permanent*).