

SALAIRES INDIVIDUELS ET ÉVOLUTIONS MACROÉCONOMIQUES EN FRANCE

Thierry Debrand *

Union sociale pour l'habitat

Anne-Gisèle Privat *

Caisse nationale d'assurance vieillesse/Institut national d'études démographiques

Deux voies principales d'analyse sont généralement suivies pour l'étude de l'évolution des salaires et de leurs déterminants sur le long terme. La première aborde la question sous l'angle microéconomique et s'intéresse plutôt à l'influence des caractéristiques internes du marché du travail (individu, entreprise et marché) sur les salaires individuels. La seconde est macroéconomique et s'attache à montrer l'influence des conditions externes du marché du travail, en particulier du taux de chômage, sur le niveau agrégé de salaire.

Cette étude constitue une tentative de réconciliation de ces deux approches. Nous mettons en relation l'évolution de long terme des salaires individuels observés au cours des cinquante dernières années avec des données macroéconomiques. Pour ce faire, nous disposons d'un panel de salariés du secteur privé cotisants au régime général d'assurance vieillesse, qui représentent les deux tiers de la population active française. L'échantillon contient près de 2 millions d'observations relatives à plus de 100 000 individus des générations 1935 à 1979 observés de 1947 à 2000.

L'article se compose de deux grandes parties. Une analyse descriptive sert dans un premier temps à mettre en évidence les différences inter et intra-générationnelles observées sur les carrières salariales des cinquante dernières années. Nous observons que les salaires réels progressent fortement d'une génération à l'autre, mais que cette progression se ralentit pour les générations 1955 et suivantes. Ce constat nous amène dans un deuxième temps à estimer des fonctions de gains, afin de mieux définir les déterminants de telles évolutions. L'originalité de la démarche consiste alors à introduire simultanément des facteurs micro et macroéconomiques dans l'analyse de la formation des salaires.

* Les idées et opinions exprimées dans cet article sont de la responsabilité des auteurs et n'engagent pas leurs institutions. Nous tenons à remercier D. Blanchet, P. Morin et H. Sterdyniak pour leurs commentaires éclairés, ainsi que P. Sevestre et Y. Guillotin pour leurs programmes d'estimation. Nos remerciements vont également aux relecteurs anonymes de la Revue pour leurs remarques constructives.

Les résultats montrent que la formation des salaires individuels s'explique à la fois par les effets des caractéristiques individuelles des salariés (expérience professionnelle, sexe, présence d'enfants) et par les effets du cycle économique (productivité, chômage). Par exemple, pour les variables individuelles, les estimations indiquent que les salaires des femmes se rapprochent de ceux des hommes au fil des générations, mais sans pour autant les rattraper. Quant à l'effet de la conjoncture d'ensemble, on estime qu'une augmentation de 1 point du taux de chômage aura un impact négatif de 0,5 % sur les salaires individuels.

La question de la détermination des salaires et de leur évolution au cours du temps est au cœur de nombreuses théories économiques. L'étude des salaires fait l'objet schématiquement de deux grands niveaux d'analyse. Le premier relève de l'approche microéconomique et suppose que les salaires dépendent des caractéristiques des individus, des entreprises et des marchés. Le second se situe au niveau macroéconomique et s'attache à montrer que le niveau agrégé du salaire est déterminé par les conditions macroéconomiques d'ensemble. Notre étude constitue une tentative de réconciliation de ces deux approches. Ainsi, nous faisons l'hypothèse que l'évolution des salaires individuels en France au cours de ces cinquante dernières années est déterminée à la fois par les caractéristiques individuelles des salariés et par les évolutions macroéconomiques.

L'étude de la formation microéconomique des salaires passe généralement par l'estimation de fonctions de gains (Willis, 1986). Celles-ci cherchent à expliquer le salaire par des facteurs comme le niveau d'éducation ou encore l'expérience professionnelle, utilisés pour représenter le capital humain individuel. Les études empiriques sur les salaires sont conditionnées par les sources de données disponibles. La plupart des études qui mesurent la rentabilité du diplôme ou de l'expérience à partir de données individuelles sont menées sur des enquêtes en coupe transversale (Fournier, 2001 ; Lhéritier, 1993). Elles s'intéressent à un ensemble d'individus interrogés à une même date, caractérisés par un âge et une expérience sur le marché du travail différents. Il n'est donc pas possible de mesurer réellement des profils de carrière individuels à partir de ces données. D'autres travaux s'appuient sur des données longitudinales où les individus sont observés sur plusieurs périodes (Goux et Maurin, 1994 ; Topel, 1991 ; Lollivier et Payen, 1990). Ces données longitudinales (ou de panel) permettent donc de suivre les individus au cours du temps et ne se heurtent pas à l'hypothèse de « stabilité » de l'environnement imposée par les études en coupes transversales (stabilité des niveaux de formation, de la structure par âge, de la productivité, de la qualité du travail, et donc de la formation et du niveau des salaires). L'une des principales originalités de notre étude réside dans la base de données utilisée. Il s'agit d'un panel non cylindré issu du fichier des cotisants à l'assurance vieillesse du régime général

de la Sécurité sociale ; il comprend 110 378 individus, suivis sur la période 1947-2000, soit 1 910 442 observations. Nous disposons donc d'un grand nombre d'individus suivis sur une très longue période.

L'environnement économique, le niveau de la productivité, la structure de l'outil productif se sont fortement modifiés en France au cours des cinquante dernières années. L'analyse des salaires doit donc également tenir compte de l'impact de ces évolutions.

L'évolution des salaires au cours du cycle économique est un sujet de controverse parmi les macroéconomistes. Dans les années 1960 et 1970, certaines théories macroéconomiques sur l'inertie des prix justifiaient la nature contra-cyclique des salaires réels, par le délai d'adaptation des salaires à un éventuel ralentissement de la demande agrégée et à l'inflation qui en résulte (Mc Callum, 1986). Quelques études empiriques sur données agrégées ont confirmé cette hypothèse et montré l'existence d'une relation négative entre l'emploi et les salaires (Neftçi, 1978 ; Sargent, 1978). Au contraire, Geary et Kennan (1982) ont conclu à l'absence de relation significative. Depuis, la recherche appliquée sur l'évolution des salaires s'appuie sur la courbe de Phillips (1958), relation empirique qui montre l'existence d'une relation négative entre la variation du salaire réel et le taux de chômage sur données agrégées.

Les développements récents de l'analyse des salaires réels ont montré que les changements de structure de la population active pouvaient affecter la variation des séries agrégées de salaires (Keane, Moffit et Runkle, 1998). Bils (1985) montre à partir de données individuelles américaines, l'existence d'un biais contra-cyclique significatif au sein des séries standards de salaires agrégés. Après prise en compte de ce biais, il mesure une relation négative entre le chômage et le niveau des salaires : une augmentation d'un point du taux de chômage entraîne une décroissance des salaires individuels de 1,5 à 2 %. L'étude de Blanchflower et Oswald (1994), qui fait référence dans ce domaine, estime la notion de courbe des salaires (« Wage curve »). Selon ces auteurs, il existe une relation négative stable entre le niveau des salaires réels (et non leur variation) et le taux chômage au niveau local qui devrait remplacer la courbe de Phillips. Étant donné qu'ils ne trouvent pas d'autocorrélation des salaires, cela signifierait que ce sont plutôt les niveaux de salaire que leurs variations qui sont liés au taux de chômage.

Les théories récentes sur la modélisation des salaires, que ce soient les théories fondées sur le salaire d'efficience, les modèles de *matching*, de négociation ou les modèles de détermination concurrentielle viennent à l'appui de la forme théorique de la courbe des salaires obtenue sur données individuelles (et non plus agrégées) (Blanchard et Katz, 1997). Tous ces modèles aboutissent à la même conclusion : plus

le marché du travail est tendu, plus le salaire réel est élevé (Layard, Nickell et Jackman, 1991 ; Shapiro et Stiglitz, 1984 ; Phelps, 1990). Mais il apparaît que la courbe des salaires soit plutôt un complément qu'un substitut de la courbe de Phillips. Blanchard et Katz (1999) illustrent de manière théorique qu'il est possible de réconcilier les deux approches de la courbe de salaire et de la courbe de Phillips, sous certaines conditions liées à la relation entre la productivité et le salaire de réserve.

Les analyses ne semblent donc pas donner de réponse claire au sens de l'évolution des salaires et sur la formulation théorique à retenir (voir Abraham et Haltiwanger, 1995, pour une revue détaillée). Sumner et Silver (1989), qui ont réalisé des analyses comparatives de ces différentes études, soulignent que les résultats sont étroitement liés aux choix retenus pour l'analyse (période d'analyse, indices de prix à la consommation ou à la production, source de données...).

Notre étude s'inspire de ces travaux principalement menés sur données anglo-saxonnes. À notre connaissance, deux études réalisées sur données françaises par Glaude et L'Héritier (1993) et Gianella (2000) ont estimé une courbe de salaires (« Wage curve ») en s'intéressant à l'effet du taux de chômage local à la suite des travaux de Blanchflower et Oswald (1994). Nous cherchons plutôt à mesurer comment les conditions d'ensemble sur le marché du travail et les caractéristiques individuelles du salarié interagissent dans le processus de détermination des salaires. Notre étude s'attache donc à tenir compte à la fois des effets micro et macroéconomiques sur les salaires individuels. En France, les salaires individuels sur une si longue période ne sont vraisemblablement pas influencés par la seule évolution du chômage. Aussi, nous choisissons d'introduire deux autres facteurs, destinés à tenir compte du cadre institutionnel français et des évolutions profondes de la structure productive, à savoir : le niveau du salaire minimum et le niveau de la productivité d'ensemble.

Notre travail s'organise en deux sections. La première section contient une analyse descriptive de l'évolution des salaires au cours des cinquante dernières années, en faisant la part de l'évolution des différences de salaire selon les générations et selon les sexes. Une telle analyse nous amène à faire le rapprochement de ces évolutions individuelles avec les variations des conditions économiques d'ensemble. Dans la deuxième section, nous procédons à l'ajustement de fonctions de gain en distinguant deux temps dans l'analyse. Tout d'abord, nous nous intéressons uniquement au rôle des caractéristiques individuelles dans la détermination des salaires puis nous intégrons l'effet des variables macroéconomiques dans les équations. Nous cherchons ainsi à obtenir une mesure de l'impact des marchés internes et externes du travail sur la détermination des rémunérations individuelles.

L'évolution des carrières salariales au cours des cinquante dernières années

Pour bien saisir l'évolution des salaires au cours du temps, notre attention se porte sur l'analyse des profils de salaires par sexe et par génération. Au cours de cette étude, nous examinons plus particulièrement l'évolution des disparités de salaires entre hommes et femmes compte tenu de l'importance de l'accroissement de l'activité féminine depuis les années 1960.

L'ensemble de ces analyses est réalisé sur un échantillon extrait du fichier des assurés au régime général d'assurance vieillesse de la Sécurité sociale. Les données dont nous disposons concernent les salaires annuels bruts limités au plafond de la Sécurité sociale. La taille de notre échantillon est sa principale force, mais a contrario sa principale faiblesse vient de son origine. Il s'agit d'un fichier administratif, qui sert de base au calcul des pensions de retraite du régime général. Ainsi, seule la partie du salaire annuel brut inférieure ou égale au plafond qui sert d'assiette au calcul des pensions de retraite au régime général est enregistrée. De même, les informations concernant l'ancienneté, l'expérience, la composition familiale, les diplômes ou le secteur professionnel, n'étant pas non plus nécessaires à la détermination des droits à la retraite du salarié, ne sont pas présentes dans ce fichier.

Initialement, l'échantillon se compose de 2 765 252 observations relatives à 1 746 15 personnes nées entre 1935 et 1985, ayant cotisé au régime général entre 1947 et 2000 (échantillon au 1-200^e). Après sélection, nous disposons d'un panel non cylindré de 1 910 442 observations se rapportant à 1 103 78 individus des générations 1935 à 1979. Il s'agit des personnes âgées de 16 à 59 ans, ayant perçu un salaire annuel brut suffisant pour ouvrir un droit à retraite au régime général pendant au moins cinq ans, n'ayant pas effectué la totalité de leur carrière au plafond et dont l'âge d'entrée est inférieur à 30 ans (tableau 1). Pour chaque génération, le salaire moyen de cette sous-population est voisin du salaire d'ensemble. Dans le détail, cet échantillon se compose de 62 831 hommes et 47 547 femmes avec 1 174 296 observations pour les hommes et 736 146 pour les femmes. 20,2 % des individus ont un salaire supérieur ou égal au plafond, avec des différences selon les sexes : chez les hommes, 25,6 % des observations sont supérieures ou égales au plafond, contre 11,7 % chez les femmes.

Étant donné les limites inhérentes à nos données, notre étude descriptive porte sur le salaire médian, car il est proche du salaire moyen et a l'avantage de permettre d'éliminer les effets de la troncature au plafond. En effet, le salaire médian n'atteint jamais le niveau du plafond, les résultats seraient donc identiques avec ou sans plafond.

1. Échantillon des salaires

	Individus		Nombre moyen de périodes	Observations	Dont : au plafond
Hommes	62 831	56,9%	18,7	1 174 296	25,6%
Femmes	47 547	43,1%	15,5	736 146	11,7%
Ensemble	110 378	100,0%	17,3	1 910 442	20,2%

Source : Échantillon 2002, CNAV.

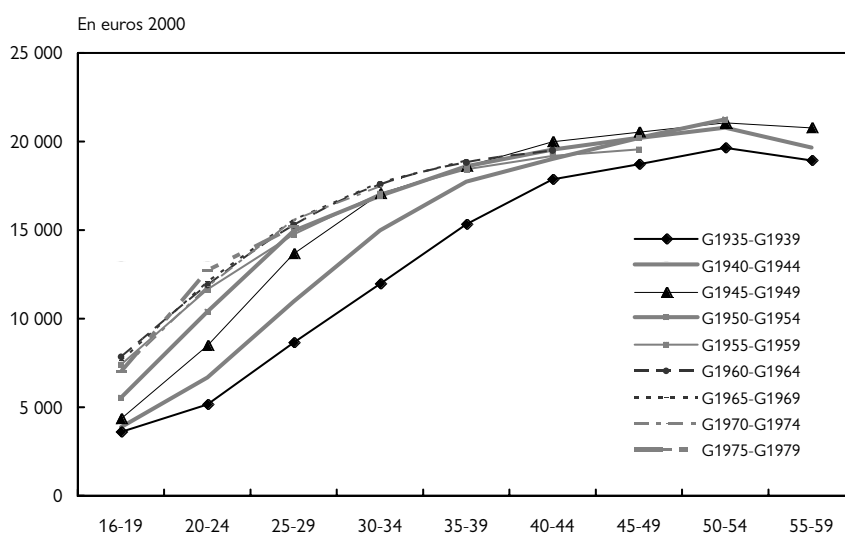
Évolution des profils de salaire selon l'âge et la génération

Le profil du salaire annuel brut médian selon l'âge est concave, quelle que soit la génération considérée ; c'est-à-dire qu'au cours de la vie d'un salarié, le salaire croît rapidement en début de carrière et plus lentement ensuite¹ (graphique 1). De plus, la concavité de ces courbes paraît se renforcer au fil des générations. En effet, si l'on considère la génération des personnes nées entre 1935 et 1939, la progression semble plutôt linéaire. Au contraire, pour les dernières générations, les personnes nées entre 1965 et 1979, les courbes sont très nettement concaves. Il semble donc possible de distinguer deux grands groupes de générations. Le premier groupe rassemble les générations 1935 à 1954, c'est-à-dire les salariés qui ont commencé à travailler pendant les Trente Glorieuses. Le second groupe comprend les individus nés entre 1955 et 1979 qui ont débuté leur activité après le premier choc pétrolier.

Pour les générations 1935 à 1954, les salaires progressent fortement d'une génération à l'autre comme le montrent le graphique 1 et le tableau 2. La rémunération médiane d'un salarié de 20-24 ans augmente de 29 % entre les générations 1935-1939 et les générations 1940-1944, passant de 5 163 € à 6 677 € d'un groupe de générations à l'autre. Ainsi, les salariés qui entrent sur le marché du travail dans l'immédiat après-guerre et jusqu'au milieu des années 1970 bénéficient globalement, par rapport à leurs aînés, d'un surcroît de rémunération à l'embauche. L'effet est très fort jusqu'au milieu des années 1970, période de conjoncture économique favorable, où les luttes revendicatives, les négociations salariales nombreuses et les modifications dans la structure productive française ont entraîné des salaires à l'embauche en moyenne plus élevés.

1. La décroissance que l'on peut observer aux âges élevés (55-59 ans) s'explique par de nombreuses sorties en cours d'année liées aux cessations d'activité avant 60 ans (préretraite, dispense de recherche d'emploi...), entraînant une forte sous-estimation du salaire médian.

1. Salaires médians annuels bruts, par génération



Source : Échantillon 2002, CNAV.

Pour les générations 1955 à 1979 qui arrivent sur le marché du travail à partir du milieu des années 1970, la conjoncture économique devient plus difficile, et les écarts de salaire de début d'activité entre générations se réduisent fortement (voir Guillotin, 1988 ; Baudelot et Gollac, 1997). À titre d'exemple, les salaires à 20-24 ans ont augmenté de 2,1 % seulement entre les générations 1955-1959 et les générations 1960-1964.

Les changements économiques semblent donc marquer plus fortement les jeunes entrants, et leur situation de départ paraît se prolonger sur l'ensemble de la vie professionnelle. Autrement dit, comme le souligne Chauvel (1998), « la grande chance des cohortes des années 1940 fut d'être jeune au moment le plus favorable, et de l'être moins en une époque propice aux âgés ».

D'autres mécanismes contribuent à expliquer le creusement de ces écarts de salaire, comme les transformations intervenues dans la composition de la force de travail en termes de formation, de qualification et de répartition entre les différentes activités économiques (secteurs et/ou statuts professionnels). L'élévation du niveau d'éducation sur cette période joue également un rôle important. Sous l'effet de l'ensemble de ces facteurs, la part des catégories les moins rémunérées (ouvriers, employés) se réduit progressivement au profit des catégories les mieux payées (professions intermédiaires, cadres).

2. Évolution des salaires médians d'un groupe de générations par rapport au précédent

En %

Groupe d'âges	Génération								
	1935-1939	1940-1944	1945-1949	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979
20-24 ans	—	29,3	26,9	22,7	12,1	2,1	1,5	-2,3	7,7
25-29 ans	—	26,9	24,4	9,6	-1,4	3,6	1,8	0,0	-2,5
30-34 ans	—	25,1	13,9	-0,7	0,8	3,0	0,6	-1,3	
35-39 ans	—	15,8	4,8	0,1	-0,9	2,2	0,5		
40-44 ans	—	6,5	5,1	-2,3	-1,8	1,7			
45-49 ans	—	7,9	1,6	-1,5	-3,2				
50-54 ans	—	5,8	1,3	0,9					
55-59 ans	—	3,8	5,7						

Source : Échantillon 2002, CNAV.

Finalement, les générations ont surtout connu des carrières plus ou moins ascendantes en fonction des conjonctures économiques qu'elles ont traversées. Dans l'ensemble, la progression salariale a été plus lente pour les générations récentes (à partir de 1960), ce qui a eu pour effet de réduire les écarts de salaire entre les générations en début de carrière et d'affaiblir l'espérance de gain des nouvelles générations.

Évolution des écarts de salaires entre hommes et femmes

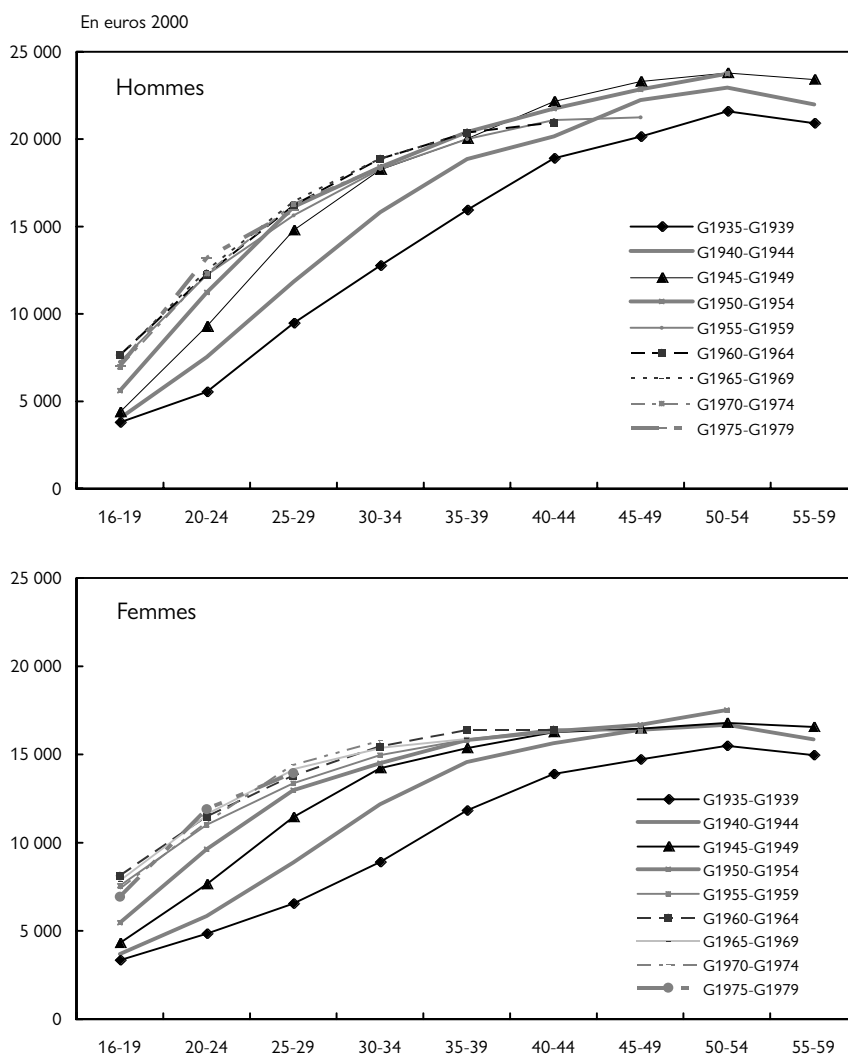
L'un des phénomènes les plus marquants de l'évolution de l'activité au cours de ces cinquante dernières années est l'arrivée massive des femmes sur le marché du travail. L'activité des femmes se rapproche ainsi progressivement de celle des hommes. Cependant, même si les écarts de salaires entre hommes et femmes semblent s'être fortement réduits sur la période, les salaires des femmes sont toujours inférieurs à ceux des hommes, à génération et âge égaux (graphique 2).

En effet, pour les générations les plus récentes (à partir de 1960), on assiste à un rapprochement entre les hommes et les femmes. L'écart de départ diminue et les formes des courbes de salaires se rapprochent. Les courbes de salaire des femmes comme celles des hommes deviennent de plus en plus concaves.

Les résultats sur les différentiels de salaire médian sont donnés dans le tableau 3. Pour la tranche d'âges 25-29 ans, l'écart de salaire mesuré entre hommes et femmes est compris entre 31 % pour les générations les plus anciennes (1935-1939) et 12 % pour les plus récentes (1975-

1979). Cela correspond aux individus qui ont bénéficié le plus des Trente Glorieuses. Ces résultats peuvent être mis en relation avec ceux établis dans une étude récente qui enregistre, sur les salaires déplaçonnés de 1997, un écart salarial médian de l'ordre de 20,6 % en faveur des salariés masculins des secteurs public et privé, âgés de 45 ans au plus, temps partiel inclus (Meurs et Ponthieux, 2001).

2. Salaires médians annuels bruts, par génération



Source : Échantillon 2002, CNAV.

3. Différentiel de salaires médians hommes/femmes

En %

Groupe d'âges	Génération								
	1935- 1939	1940- 1944	1945- 1949	1950- 1954	1955- 1959	1960- 1964	1965- 1969	1970- 1974	1975- 1979
20-24 ans	12,5	22,3	17,8	14,3	10,0	6,3	7,4	9,4	9,9
25-29 ans	31,0	25,1	22,6	19,6	14,6	14,9	13,9	11,6	12,4
30-34 ans	30,3	23,0	22,1	21,2	18,2	18,1	18,6	14,2	
35-39 ans	25,8	22,8	23,3	22,5	20,8	19,6	21,9		
40-44 ans	26,5	22,4	26,6	25,0	22,1	21,7			
45-49 ans	26,9	26,3	29,3	27,0	23,2				
50-54 ans	28,3	27,3	29,4	26,2					
55-59 ans	28,4	27,9	29,2						

Source : Échantillon 2002, CNAV.

Le plus grand écart entre les hommes et les femmes n'est pas en terme de salaire de départ, mais en terme de profil de carrière. Les courbes de salaires ont une pente moins forte pour les femmes que pour les hommes. Ainsi pour les hommes toutes les courbes de salaires médians par génération dépassent le seuil des 17 500 € à partir d'un certain âge, alors qu'aucune des courbes décrivant les carrières salariales médianes par génération ne dépasse ce même seuil chez les femmes. En début de carrière, l'écart entre les hommes et les femmes est plus réduit mais il augmente en fin de carrière.

Une étude de Le Minez et Roux (2001) sur les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière, indique qu'au bout de cinq années d'activité, l'écart passe de 14,7 % en début de carrière à 25,6 % pour les débutants de la seconde moitié des années 1970. Pour les personnes qui débutent dans les années 1990, l'écart passe de 22,2 % à 25,6 %, l'accroissement est plus réduit. Selon les auteurs de cette étude, ce sont les changements de situation d'emploi qui comprennent aussi bien la modification du temps de travail en cours de carrière que les promotions internes ou les changements d'entreprise, qui entraînent cet accroissement de l'écart de salaire en cours de carrière.

Il est alors possible de s'interroger sur les facteurs qui sont à l'origine de telles évolutions. La réduction des écarts de salaire s'explique en partie par la diminution du différentiel de taux d'activité entre hommes et femmes (Bordes et Gonzalez-Demichel, 1998). Les femmes sont de plus en plus présentes sur le marché du travail depuis les années 1960. Les taux d'activité féminins sont croissants avec les générations (sauf aux âges extrêmes) et atteignent environ 80 % à tous les âges entre 25 et 50 ans, l'année 1990. Les interruptions d'activité aux âges médians pour cause d'enfants deviennent moins fréquentes et durent

moins longtemps. De plus, le salaire moyen des femmes s'est rapproché de celui des hommes du fait de la hausse de leur qualification et de leur expérience professionnelle moyenne (taux d'activité croissants).

Toutefois, les écarts de salaire subsistent pour deux raisons principales : d'une part, parce que les interruptions de carrières continuent à être plus fréquentes pour les femmes que pour les hommes et par conséquent, les carrières féminines demeurent plus courtes ; et d'autre part, parce que les rémunérations perçues au cours de la carrière sont plus faibles, les femmes occupant encore en moyenne des emplois moins qualifiés que ceux des hommes. Elles ont plus souvent un emploi à temps partiel, 30 % des femmes, et leur expérience professionnelle est en général moins valorisée que celle des hommes (Bayet, 1996). En résumé, d'une génération à l'autre, l'augmentation du temps partiel contribue à creuser les écarts de salaire, mais l'élévation du niveau de qualification des femmes tend à le réduire. Dans les années à venir, la prolongation de ces tendances devrait entraîner progressivement une réduction des écarts de salaire entre hommes et femmes : à l'horizon 2020, les salaires annuels des femmes représenteraient plus de 85 % des salaires annuels des hommes (Bonnet et Colin, 2000). La convergence pourrait ne pas être aussi rapide si un développement des formes particulières d'emploi, telles que le temps partiel, se produisait. Toutefois cette tendance pourrait s'infléchir dans les années à venir compte tenu de l'existence des 35 heures. Il paraît donc nécessaire d'approfondir les recherches sur ces thèmes pour bien mesurer les conséquences des modifications conjoncturelles, socio-économiques et politiques sur les salaires.

La modélisation de l'évolution des salaires

La modélisation des salaires sur une période d'observation aussi longue que la deuxième moitié du XX^e siècle se doit de tenir compte des observations précédentes. Les salaires seraient influencés simultanément par les caractéristiques propres à chacun des salariés mais aussi par des phénomènes structurels et conjoncturels d'ensemble. Il apparaît ainsi nécessaire de recouper les observations individuelles avec les évolutions macroéconomiques.

Pour dissocier les effets individuels des effets conjoncturels, nous réalisons l'ajustement des fonctions de gains sur les seules caractéristiques individuelles des salariés en introduisant des indicatrices de génération. Ensuite, nous complétons cette première modélisation en incluant des variables macroéconomiques afin de déterminer de quelle manière les caractéristiques individuelles et le cycle économique interagissent sur la détermination des salaires individuels.

Données et méthodes d'estimation

Données

Les données macroéconomiques utilisées en complément des données sur les salaires sont extraites de deux sources différentes ; une première base construite par Laroque, Ralle, Salanié et Toujas, qui couvre la période allant de début 1946 à fin 1991 ; une seconde base construite par Villa et Salanié à l'INSEE, dont les séries sont rétropolées avec les taux de croissance issus de la première base afin d'obtenir une base de données couvrant toute la période 1946 à 2000. Toutes les séries monétaires sont exprimées en euros constants 2000 (voir en annexe les graphiques des séries macroéconomiques utilisées).

Méthode d'estimation

L'analyse est réalisée en définissant deux groupes d'observations : d'une part, les observations pour lesquelles les salaires sont inférieurs au plafond, et d'autre part, la totalité des observations (salaires sous ou au niveau du plafond). Pour étudier le second groupe, nous utilisons une méthode économétrique spécifique afin de traiter du problème de la troncature au plafond.

De plus, l'estimation de fonctions de gains sur données de panel est confrontée par principe à deux autres types de biais (Guillot et Sevestre, 1994). Premièrement, il s'agit des biais liés à l'endogénéité du capital humain, c'est-à-dire à la corrélation entre les effets spécifiques et certaines variables explicatives, et deuxièmement des biais liés aux effets de sélection ou d'attrition (voir l'encadré ci-dessous qui présente de manière détaillée chacun de ces biais et les méthodes de redressement retenues pour les corriger).

Les biais d'estimation et les méthodes de redressement correspondantes

Les biais d'estimation liés à la troncature au plafond : Dans notre panel, le salaire n'est pas une variable continue. En effet, le salaire observé concerne seulement les années où les actifs salariés perçoivent un salaire qui est inférieur au plafond. Pour les autres années, on ne dispose que de la valeur du plafond, puisque le régime général de la Sécurité sociale ne retient que le salaire plafonné pour calculer la retraite. La solution consiste alors à prendre en compte le biais de sélection lié à la nature particulière de la variable dépendante à l'aide d'un modèle Tobit encore appelé « modèle à variables dépendantes censurées », estimé par la méthode en deux étapes proposée par Heckman (1979). Les coefficients du modèle Tobit sont d'autant plus proches des coefficients des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) que le « degré de censure » est réduit. La procédure revient à ajouter l'inverse du ratio de Mills associé au processus de sélection comme régresseur supplémentaire du modèle à estimer.

Les biais d'estimation liés à l'endogénéité du capital humain : Il existe sans doute une corrélation entre des variables explicatives, telles que l'expérience et le niveau de diplôme, et les effets spécifiques individuels qui apparaissent dans les perturbations ou caractéristiques individuelles non observées (qui comprennent notamment les capacités personnelles des individus). Toutefois, lorsque le nombre d'individus tend vers l'infini et que le nombre de périodes est grand, ce biais devient moins important. Une solution consisterait à raisonner sur une estimation intra-individuelle qui « élimine » l'effet spécifique. Mais cette solution ne convient pas dans la mesure où cette transformation fait disparaître la composante de capital humain initial au même titre que toute variable explicative invariante dans le temps. Nous retenons une autre méthode d'estimation telle que la technique des variables instrumentales (VI). Afin d'évaluer les biais liés à l'endogénéité du capital humain (formation et expérience), deux méthodes d'estimation seront utilisées : l'estimation des MCO et l'estimation par la méthode des variables instrumentales à la Hausman-Taylor (VI) (Guillot et Sevestre, 1994).

Les biais d'estimation liés aux effets de sélection : Les effets du processus de sélection des individus appartenant à l'échantillon peuvent poser problème y compris dans le cas d'un échantillon non cylindré. En effet, les individus peuvent être absents de l'échantillon sur une ou plusieurs périodes d'observation, et alors, la probabilité pour un individu d'appartenir à l'échantillon peut ne pas être indépendante de la perturbation du modèle, et en particulier des caractéristiques individuelles non observées prises en compte dans l'effet spécifique. Pour analyser les biais de sélection, nous avons choisi de suivre une approche qui s'inspire de Nijman et Verbeek (1992) *. Elle consiste simplement à approcher la correction mise en jeu dans la méthode d'Heckman en ajoutant comme régresseurs supplémentaires au modèle des variables indicatrices de la présence ou de l'absence dans l'échantillon. La significativité des coefficients associés à ces variables est alors un indice de l'existence de biais de sélection et leur introduction dans le modèle doit permettre une correction de ce biais. Certes, cette correction est imparfaite, mais elle est facile à mettre en œuvre, même en présence de multiples processus de sélection. Nous avons choisi les deux variables suivantes : « pa » est une variable qui indique la présence des individus en t-1 dans l'échantillon : elle vaut 1 pour les individus présents en t-1, 0 sinon ; « dd » est une variable indicatrice pour les individus ayant connu une interruption de carrière : elle vaut 1 en cas d'interruption, 0 sinon.

* L'une des méthodes consisterait à spécifier une équation explicative du processus de sélection et à introduire le résultat de son estimation dans la régression. Mais comme le soulignent Guillot et Sevestre (1994), cette procédure se révèle très lourde à mettre en œuvre lorsqu'on travaille sur des données de panel et que l'on souhaite prendre en compte l'existence de spécificités individuelles non observées. De plus, l'utilisation de cette méthode nécessite que la sélection des individus appartenant à l'échantillon soit unique. Les raisons des entrées-sorties d'activité sont sans doute très différentes d'un individu à l'autre. Il est donc difficile de formaliser ces processus de sélection de manière suffisamment simple pour permettre l'estimation du modèle.

Avec la prise en compte des biais dans les données que nous utilisons, le modèle estimé peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y_{i,t} = \ln(w_{i,t}) = X_{i,t}B + Z_iC + \alpha_{i,t}, \text{ avec } \alpha_{i,t} = u_i + v_{i,t},$$

où les variables Z sont invariantes dans le temps et les X sont les variables qui varient dans le temps et pour chaque individu. Nous considérons k_1 variables parmi les X qui sont non corrélées avec l'effet individuel u_i (notées X_1) ainsi que k_2 variables au sein des Z_i qui ne sont pas corrélées avec l'effet individuel (notées Z_1). Les X_2 sont les variables de X qui sont corrélées avec l'effet individuel. Le choix des instruments se fait selon la méthode proposée par Hausman et Taylor (1981), reprise par Guillotin et Sevestre (1994), qui utilisent les instruments suivants: les variables X_1 transformées par les opérateurs Between et Within, les variables X_2 transformées par l'opérateur Within, et les variables Z_1 non corrélées. L'ensemble de ces instruments peut se noter sous la forme: $Z_{HT} = (WX_1, WX_2, BX_1, Z_1)$ ². Le modèle de départ est transformé en multipliant chacun des termes par la matrice de projection: $P_Z = Z_{HT} (Z_{HT}' Z_{HT})^{-1} Z_{HT}'$.

Finalement, nous obtenons les estimations par la méthode des variables instrumentales (VI), en appliquant la méthode des MCO à ce modèle transformé.

Les effets des caractéristiques individuelles sur les salaires

Le salaire réel individuel est représenté par une fonction de gains dérivée de la théorie du capital humain (Becker, 1962 et 1975). Nous retenons une fonction quadratique de l'âge avec des effets de génération, inspirée de la formulation définie par Mincer (1974). Dans le fichier des assurés au régime général, la notion d'expérience professionnelle, généralement déterminée comme la différence entre l'âge et l'âge de fin d'études est inconnue car on ne connaît pas l'âge de fin d'études. Dans ce qui suit, comme l'ont déjà fait certaines études confrontées à la même limite, nous choisissons d'utiliser l'âge comme une proxy de l'expérience sur le marché du travail. Pour tenir compte d'un certain nombre d'autres caractéristiques intrinsèques des salariés, nous introduisons dans les régressions des indicatrices décrivant: le genre, la perception d'indemnités d'invalidité ou de chômage, et la

2. Nous avons testé les autres méthodes de VI proposées par Sevestre et Guillotin; les résultats obtenus sont similaires. Les groupes d'instruments sont définis de la façon suivante: X_1 : variables transformées par les *between* et *within*: $lnpter$, $lnsmicr$, u . et X_2 : variables transformées par les *within*: \hat{age} , \hat{age}^2 .

Dans de nombreuses études traitant des données de panel, la méthode des moments généralisés (GMM) est utilisée. Au vu de la modélisation choisie (statique) et de la spécificité de nos données (panel non cylindré de grande taille aussi bien en effectifs qu'en observations), il ne nous semble pas que cette méthode soit la plus adéquate.

perception de cotisations à l'assurance vieillesse des parents au foyer³ (Avpf).

Les deux dernières de ces variables indicatrices constituent souvent des situations transitoires sur le marché du travail et dans la vie des individus. Par exemple, la présence d'un enfant est mesurée indirectement pour certaines catégories de femmes par l'intermédiaire de la perception de l'Avpf. La variable « Avpf » n'est pas introduite dans la modélisation du salaire des hommes, car ceux-ci sont très peu nombreux à en percevoir. Les études montrent que la présence d'enfants a un effet direct sur l'offre de travail, l'expérience professionnelle et le salaire (Heckman, 1974 ; Mincer et Polachek, 1974). La présence d'un enfant a une influence double sur le salaire : premièrement, elle induit une perte immédiate de revenu ; et deuxièmement, elle se traduit par une dégradation du capital humain liée à la moindre accumulation d'expérience professionnelle qui affecte l'ensemble du cycle de vie. Le phénomène se retrouve largement confirmé par les études sur données françaises (Barnet-Verzat, 1996). Nous introduisons donc simultanément deux catégories de variables indicatrices ou dummies : la première dite « instantanée » qui a pour valeur 0 et prend la valeur 1 au moment où l'événement se produit, et la deuxième dite « constante » qui a pour valeur 0 et devient 1 à partir du moment où l'événement se produit. La première mesure donc la perte de salaire conjoncturelle consécutive à une telle perturbation de la vie professionnelle. La deuxième mesure la perte de capital humain qui peut aussi s'apparenter à une perte d'opportunité. Nous introduisons le même type d'indicatrices pour la variable décrivant le chômage. En ce qui concerne l'invalidité, nous n'introduisons qu'une dummy constante parce que cet état est généralement permanent dès le moment où il survient.

La spécification adoptée pour étudier les salaires individuels est la suivante :

$$\begin{aligned} \ln(w_{i,t}) &= f(\text{age}_{i,t}, \text{age}_{i,t}^2, \text{dummies}_i) + h(G_g) \\ \ln(w_{i,t}) &= a + b * \text{age}_{i,t} + c * \text{age}_{i,t}^2 + \sum_{g=i} d_g * G_g + e_i * \text{dum_i_cho}_{i,t} \\ &\quad + e * \text{dumcho}_i + f * \text{duminva}_i \\ &\quad + \bar{g}_i * \text{dum_i_avpf}_i + \bar{g} * \text{dumavpf}_i + h * \text{dumsex}_i + i * \text{dd}_i + j * \text{pa}_i \\ &\quad + \alpha_{i,t}, \text{ avec } \alpha_{i,t} = u_i + v_{i,t}, \end{aligned}$$

pour $i = 1, \dots, n$; $t = 1947, \dots, 2000$ et $g = 1935, \dots, 1979$,

où $w_{i,t}$ est le salaire de l'individu (i) à une date donnée (t). b et c s'interprètent comme les effets spécifiques de l'âge sur le salaire (comme

3. L'Avpf permet aux bénéficiaires de certaines prestations familiales de disposer gratuitement de cotisations à l'assurance vieillesse afin de compenser leurs interruptions d'activité, aussi bien au niveau de la durée d'assurance que du salaire. L'Avpf nous sert ainsi à détecter certaines interruptions de carrière liées à la présence d'enfants dans le foyer.

l'ancienneté en première approximation). Les signes attendus de ces coefficients sont respectivement positif et négatif, car ils sont censés refléter la concavité de l'évolution des salaires. La variable indicatrice *dumcho* indique que le salarié a connu au moins une période assimilée « chômage » ; *dum_i_cho* correspond au moment précis de la période assimilée « chômage » ; *duminva* est une indicatrice de présence d'une période d'invalidité ; *dumavpf* est une indicatrice de l'Avpf (1 en présence de périodes assimilées avpf, 0 sinon) ; *dum_i_avpf* est le moment de la perception de l'Avpf ; *dumsexe* est une indicatrice du sexe (1 pour les femmes et 0 pour les hommes) ; *pa* indique la présence des individus en t-1 dans l'échantillon ; *dd* est une indicatrice pour les individus ayant connu une interruption de carrière ; et G_g est une variable indicatrice de la génération *g*. Les effets de génération mesurés par d_g sont relatifs aux effets qui s'exercent sur l'ensemble des individus soumis au même événement au même moment. Le salaire est donc déterminé par les caractéristiques individuelles du travailleur ($f(.)$) et par des effets dus à sa date de naissance ($h(.)$).

Les résultats de l'estimation des salaires à l'aide du modèle Tobit généralisé sont donnés dans le tableau 4. Les deux méthodes d'estimation que nous avons choisies (MCO et VI) donnent des résultats globalement comparables, mais il apparaît que l'estimation avec les variables instrumentales donne des résultats plus fiables. Le ratio de « Mills », largement significatif pour chaque estimation, justifie l'utilisation de cette méthode. Nous ne commentons donc que les résultats obtenus à partir de la combinaison des variables instrumentales et du modèle Tobit (colonne « Tobit+VI »).

Le gain d'estimation lié à l'utilisation du Tobit est plus important pour les salaires des hommes que ceux des femmes ; ceci s'explique par une proportion d'individus au plafond plus forte chez les hommes (tableau 1). De plus, le pouvoir explicatif de l'équation des femmes semble moins bon que celui des hommes. Il nous manque sans doute un plus grand nombre de variables explicatives pour appréhender la rémunération des femmes. On peut penser que la situation (volontaire ou subie) des femmes sur le marché du travail relève d'un plus grand nombre de facteurs que celle des hommes.

La valeur du coefficient associé à la dummy « sexe » dans l'équation estimée sur l'ensemble, montre qu'il existe une différence significative entre les salaires des hommes et des femmes (-9,7 % pour les femmes). Les évolutions des rémunérations entre les genres sont très différentes, et ne sauraient donc être appréciées uniquement par les dummies sexe et avpf.

La modélisation des salaires selon le sexe apparaît donc nécessaire pour préciser la nature de ces écarts de salaire et leur évolution. Dans l'étude descriptive, nous avons vu que l'écart moyen de salaire hommes-femmes avait tendance à croître au cours de la carrière salariale. Or, la forme de la courbe de la rémunération moyenne des femmes est moins concave: le coefficient associé à l'âge est plus élevé pour les hommes ($0,061 > 0,044$) et celui associé à l'âge au carré est plus faible en valeur absolue pour les femmes ($-0,049 < -0,026$). Ainsi, le salaire des hommes augmente plus rapidement que celui des femmes. La forme de ces courbes peut être un indicateur de la politique de rémunérations dans les entreprises: les hommes auraient des progressions de carrière plus longues et donc des évolutions de salaires plus marquées. Ces résultats sont relativement proches de ceux d'un certain nombre d'études antérieures menées sur données françaises (Colin, 1999 ; Fournier, 2001)⁴.

Les coefficients associés aux variables « pa » et « dd » sont significatifs ; il existe donc un impact positif du nombre d'années de présence dans l'échantillon. Comme l'indiquent Guillotin et Sevestre (1994), les individus ayant la présence la plus longue sur le marché du travail perçoivent un salaire plus élevé, autrement dit plus les individus sont entrés tôt dans la vie active, plus ils ont bénéficié d'une conjoncture d'ensemble favorable.

Les valeurs des indicatrices par groupe de générations sont croissantes pour l'ensemble des salariés, c'est-à-dire qu'en moyenne, les salaires réels augmentent d'une génération à l'autre. Par rapport à la génération 1935, prise ici comme référence, l'augmentation est:

- de 20,2 % pour les générations 1936 à 1944,
- de 54,1 % pour les générations 1945 à 1954,
- de 92,3 % pour les générations 1955 à 1964,
- de 105,8 % pour les générations 1965 à 1974,
- et de 109,1 % pour les générations 1975 à 1979.

Ces dernières ont donc un salaire plus de deux fois supérieur à celui de la génération de référence. Les écarts d'une génération à la suivante deviennent de moins en moins importants à partir des générations 1955 à 1964. On observe une progression des salaires chez les hommes comme chez les femmes, mais avec certaines différences. Les indicatrices de génération montrent que la progression des salaires d'une génération à l'autre a été plus importante pour les femmes que pour les hommes. Toutefois, cette progression plus rapide de leur salaire ne permet pas aux femmes de rattraper leur retard.

4. Nous avons aussi estimé un modèle avec deux variables pour représenter l'expérience (exp) et la durée des études (etud) afin de comparer nos résultats à ceux des études précédentes sur données françaises. Nous avons construit ces variables (puisque nous n'avions aucune information sur ces variables dans notre panel) à partir de l'âge et de la date d'entrée sur le marché du travail, et obtenu des résultats comparables sur ces variables.

4. Équations de salaire sur données individuelles

Variable dépendante : log du salaire annuel réel

	Hommes			Femmes			Ensemble		
	Tous salaires			Tous salaires			Tous salaires		
	Salaires sous plafond MCO	Tobit + MCO	Tobit + VI	Salaires sous plafond MCO	Tobit + MCO	Tobit + VI	Salaires sous plafond MCO	Tobit + MCO	Tobit + VI
Constante	8,221 (0,0054)	8,632 (0,0045)	8,698 (0,0047)	8,381 (0,0068)	8,682 (0,0062)	8,729 (0,0068)	8,350 (0,0043)	8,710 (0,0037)	8,511 (0,0050)
Âge	0,102 (0,0003)	0,076 (0,0003)	0,061 (0,0002)	0,080 (0,0004)	0,062 (0,0004)	0,044 (0,0002)	0,093 (0,0025)	0,070 (0,0002)	0,066 (0,0002)
Âge ² /100	-0,099 (0,0004)	-0,068 (0,0003)	-0,049 (0,0003)	-0,071 (0,0006)	-0,051 (0,0005)	-0,026 (0,0003)	-0,088 (0,0003)	-0,061 (0,0003)	-0,052 (0,0002)
g1936-g1944	0,136 (0,0028)	0,135 (0,0021)	0,136 (0,0037)	0,191 (0,0038)	0,136 (0,0028)	0,140 (0,0054)	0,135 (0,0021)	0,191 (0,0038)	0,136 (0,0037)
g1945-g1954	0,392 (0,0028)	0,366 (0,0021)	0,387 (0,0036)	0,491 (0,0038)	0,392 (0,0028)	0,417 (0,0053)	0,366 (0,0021)	0,491 (0,0038)	0,387 (0,0036)
g1955-g1964	0,637 (0,0029)	0,604 (0,0021)	0,641 (0,0037)	0,793 (0,0039)	0,637 (0,0029)	0,687 (0,0054)	0,604 (0,0021)	0,793 (0,0039)	0,641 (0,0037)
g1965-g1974	0,794 (0,0030)	0,782 (0,0023)	0,824 (0,0039)	0,895 (0,0041)	0,794 (0,0030)	0,860 (0,0056)	0,782 (0,0023)	0,895 (0,0041)	0,824 (0,0039)
g1975-g1979	0,868 (0,0073)	0,891 (0,0064)	0,925 (0,0077)	0,917 (0,0096)	0,868 (0,0073)	0,921 (0,0096)	0,891 (0,0064)	0,917 (0,0096)	0,925 (0,0077)
Dumcho	-0,074 (0,0012)	-0,046 (0,0010)	-0,040 (0,0015)	-0,056 (0,0015)	-0,074 (0,0012)	-0,068 (0,0020)	-0,046 (0,0010)	-0,056 (0,0015)	-0,040 (0,0015)
Duminva	-0,280 (0,0080)	-0,228 (0,0068)	-0,310 (0,0111)	-0,208 (0,0082)	-0,280 (0,0080)	-0,429 (0,0144)	-0,228 (0,0068)	-0,208 (0,0082)	-0,310 (0,0111)

En ce qui concerne les autres variables indicatrices de la régression, il existe un effet négatif pour les deux dummies concernant le chômage (– 7,9 % en continu et – 35,1 % en instantané) et un effet négatif pour les deux dummies concernant la perception de l'Avpf (– 14,1 % en continu et – 37,0 % en instantané) et de même pour l'invalidité (– 35,1 % en continu). Si l'on regarde les résultats par sexe, les valeurs des dummies « Avpf » qui ne concernent que les femmes sont en valeur absolue, ce qui est logique, plus élevées (– 15,8 % en continu et – 42,9 % en instantané). Le chômage semble avoir un impact plus fort pour les femmes que pour les hommes, alors qu'inversement l'invalidité défavorise plus fortement les hommes que les femmes.

Les caractéristiques individuelles déterminent donc en partie le niveau et l'évolution des salaires, de plus la significativité des dummies générationnelles confirme nos observations faites à partir des statistiques descriptives (tableaux 2 et 3).

L'impact des variables macroéconomiques sur la détermination des salaires individuels

L'objet des régressions suivantes est d'expliquer la progression de génération en génération par l'amélioration des conditions économiques d'ensemble. Les liens existant entre les salaires individuels et les variations conjoncturelles macroéconomiques ont fait l'objet de nombreuses études dans les pays anglo-saxons. La quasi-totalité de ces études retiennent le taux de chômage global ou l'emploi comme indicateurs du cycle économique (Abraham et Haltiwanger, 1995).

Blanchflower et Oswald (1994) estiment la courbe de salaire sur la base de données microéconomiques (au niveau de l'État ou de la région) pour le Royaume-Uni et différents autres pays anglo-saxons. Leurs travaux cherchent à montrer l'influence du taux de chômage régional sur le niveau des salaires. Solon *et al.* (1994) montrent que l'évolution pro-cyclique des salaires serait plus prononcée pour les travailleurs à faibles revenus. De plus, l'influence des conditions externes du marché du travail (mesurées *via* le taux de chômage) ne serait pas la même selon l'ancienneté du salarié. Ainsi, selon Arozamena et Centeno (2001), l'élasticité du salaire réel au chômage décroît avec l'ancienneté du salarié dans l'entreprise, et l'effet de l'ancienneté diffère selon le niveau d'éducation, le secteur d'activité... En effet, lorsque la relation de travail au sein d'une entreprise se prolonge, le salarié accumule un capital humain « spécifique » à l'entreprise (ou rendement de l'ancienneté) qui l'amène progressivement à être protégé des variations cycliques du marché du travail externe. Les résultats de cette étude complètent les nombreuses études menées sur l'effet de l'ancienneté sur les salaires (Jovanovic, 1979 ; Topel, 1991 ; Altonji et

Williams, 1997). Enfin, le salaire d'un employé serait lié au taux de chômage minimum lorsque le salarié a pris son emploi (Beaudry et DiNardo, 1991). Le rôle prépondérant des syndicats et la réglementation plus contraignante en matière de recrutement et de licenciement en Europe pourraient également jouer un rôle important sur les comportements de fixation des salaires. Abowd et al. (2001) trouvent un effet positif plus fort en France qu'aux États-Unis, de la productivité, de l'intensité capitalistique et de la profitabilité sur la fixation des différentiels de salaire, conditionnés par les caractéristiques des salariés.

Notre étude s'inscrit dans cette démarche mais compte tenu de la nature restreinte de nos données, nous nous limitons à inclure deux autres indicateurs conjoncturels en plus du taux de chômage : le niveau du salaire minimum (SMIC) et la productivité. L'écart mesuré entre deux générations par les dummies semble s'expliquer par l'évolution macroéconomique d'ensemble, ainsi nous ne conservons pas les dummies de génération dans l'équation (ce choix est confirmé par le fait que les dummies de génération deviennent non significatives dans nos estimations).

Le salaire d'un individu se décompose en deux éléments :

$$\ln(w_{i,t}) = f(\text{age}_{i,t}, \text{age}_{i,t}^2, \text{dummies}) + g(u_t, \ln(\text{smic}), \ln(\text{pte}))$$

où u est le taux de chômage, $\ln(\text{smic})$ est le logarithme du SMIC et $\ln(\text{pte})$ est le logarithme de la productivité. Comme dans la section précédente la fonction $f(\cdot)$ correspond aux caractéristiques intrinsèques des salariés donc plutôt aux conditions internes du marché du travail qui dépendent des caractéristiques des entreprises et du salarié, alors que $g(\cdot)$ retrace l'effet de la conjoncture économique d'ensemble donc plutôt les caractéristiques externes du marché du travail⁵.

Dès lors, l'équation que nous avons estimée précédemment peut se réécrire comme suit (suite à l'ajout de ces variables) :

$$\begin{aligned} \ln(w_{i,t}) = & a + b*\text{age}_{i,t} + c*\text{age}_{i,t}^2 + e_1*\text{dum_i_cho}_{i,t} + e*\text{dumcho}_i \\ & + f*\text{duminva}_i + \bar{g}*\text{dumavpf}_i \\ & + \bar{g}_1*\text{dum_i_avpf}_i + h*\text{dumsex}_i + h*dd_i + i*pa_i + j*u_t + k*\ln(\text{pte})_t \\ & + l*\ln(\text{smic})_t + u_i + v_{i,t}, \end{aligned}$$

Comme pour la régression sur données individuelles, nous réalisons une série d'estimations combinant les données avec ou sans plafond, sur l'ensemble ou selon le genre, et utilisant la méthode des MCO ou celle des VI. Les résultats figurent dans le tableau 5. Pour les mêmes raisons que précédemment, nous interprétons les résultats obtenus par la superposition des deux méthodes Tobit et VI.

5. Il existe une littérature abondante sur l'introduction des variables macroéconomiques et des problèmes inhérents dans les modèles microéconométriques (voir Imbens et Lancaster, 1994 ; ou Moulton, 1990).

5. Équations de salaire sur données micro et macroéconomiques

Variable dépendante : log du salaire annuel réel

	Hommes			Femmes			Ensemble		
	Salaires sous plafond		Tous salaires	Salaires sous plafond		Tous salaires	Salaires sous plafond		Tous salaires
	MCO	VI	Tobit + MCO Tobit + VI	MCO	VI	Tobit + MCO Tobit + VI	MCO	VI	Tobit + MCO Tobit + VI
Constante	0,710 (0,0366)	0,705 (0,0361)	1,604 (0,0291) 1,380 (0,0278)	-1,090 (0,0464)	-0,775 (0,0439)	-0,340 (0,0419)	0,059 (0,029)	0,086 (0,0281)	0,943 (0,0242) 0,781 (0,0228)
Âge	0,065 (0,0003)	0,082 (0,0003)	0,037 (0,0003) 0,053 (0,0003)	0,034 (0,0004)	0,025 (0,0004)	0,016 (0,0004)	0,053 (0,0002)	0,059 (0,0002)	0,028 (0,0002) 0,036 (0,0002)
Âge2/100	-0,080 (0,0004)	-0,105 (0,0004)	-0,046 (0,0003) -0,069 (0,0003)	-0,043 (0,0005)	-0,034 (0,0005)	-0,023 (0,0005)	-0,066 (0,0003)	-0,077 (0,0003)	-0,037 (0,0003) -0,050 (0,0003)
Dumcho	-0,066 (0,0012)	-0,062 (0,0017)	-0,044 (0,0009) -0,046 (0,0016)	-0,046 (0,0014)	-0,037 (0,0023)	-0,021 (0,0013)	-0,057 (0,0009)	-0,051 (0,0014)	-0,033 (0,0008) -0,032 (0,0014)
Duminva	-0,292 (0,0077)	-0,416 (0,0123)	-0,235 (0,0065) -0,379 (0,0118)	-0,209 (0,0078)	-0,359 (0,014)	-0,156 (0,0072)	-0,250 (0,0055)	-0,394 (0,0096)	-0,193 (0,0048) -0,361 (0,0098)
Dumsexe							-0,133 (0,0007)	-0,128 (0,0011)	-0,097 (0,0006) -0,104 (0,0011)
Dumavpf				-0,100 (0,0019)	-0,115 (0,0031)	-0,060 (0,0018)	-0,121 (0,0018)	-0,162 (0,0028)	-0,072 (0,0016) -0,121 (0,0028)
dum_i_cho	-0,370 (0,0017)	-0,508 (0,0025)	-0,260 (0,0015) -0,436 (0,0024)	-0,314 (0,0022)	-0,501 (0,0035)	-0,260 (0,0021)	-0,347 (0,0014)	-0,518 (0,0021)	-0,257 (0,0012) -0,474 (0,0022)
dum_i_avpf				-0,295 (0,0053)	-0,556 (0,0083)	-0,253 (0,0050)	-0,278 (0,0051)	-0,489 (0,0077)	-0,232 (0,0047) -0,514 (0,0080)

Pa	0,490 (0,0018)	0,658 (0,0026)	0,450 (0,0016)	0,712 (0,0025)	0,468 (0,0022)	0,763 (0,0034)	0,452 (0,0021)	0,871 (0,0036)	0,480 (0,0014)	0,712 (0,0022)	0,450 (0,0013)	0,797 (0,0022)
Dd	0,1065 (0,0009)	0,101 (0,0014)	0,073 (0,0007)	0,078 (0,0012)	0,187 (0,0011)	0,159 (0,0018)	0,145 (0,0010)	0,143 (0,0019)	0,142 (0,0007)	0,125 (0,0011)	0,102 (0,0006)	0,104 (0,0011)
U	-0,009 (0,0003)	-0,009 (0,0003)	-0,005 (0,0002)	-0,005 (0,0002)	-0,016 (0,0004)	-0,009 (0,0004)	-0,012 (0,0003)	-0,005 (0,0003)	-0,012 (0,0002)	-0,010 (0,0002)	-0,008 (0,0002)	-0,005 (0,0002)
Ln(pte)	0,471 (0,0059)	0,616 (0,0060)	0,504 (0,0047)	0,646 (0,0048)	0,379 (0,0072)	0,491 (0,0072)	0,408 (0,0065)	0,552 (0,0067)	0,436 (0,0046)	0,585 (0,0046)	0,470 (0,0039)	0,629 (0,0039)
Ln(smhc)	0,619 (0,0050)	0,520 (0,0049)	0,559 (0,0040)	0,477 (0,0037)	0,864 (0,0063)	0,774 (0,0060)	0,806 (0,0057)	0,703 (0,0053)	0,715 (0,0039)	0,621 (0,0038)	0,649 (0,0033)	0,559 (0,0031)
Mills			0,446 (0,0010)	0,358 (0,0010)			0,436 (0,0012)	0,324 (0,0012)			0,450 (0,0008)	0,353 (0,0008)
R2	0,563				0,520				0,546			
N	62 831	62 831	62 831	62 831	47 547	47 547	47 547	47 547	110 378	110 378	110 378	110 378
Observations	873 428	873 428	1 174 296	1 174 296	650 296	650 296	736 146	736 146	1 523 724	1 523 724	1 910 442	1 910 442
Écart type	0,386	0,350	0,347	0,309	0,412	0,350	0,389	0,326	0,399	0,351	0,365	0,316

Note : Écart-type entre parenthèses. N est le nombre d'observations.
Source : Échantillon 2002, CNAV.

Les résultats, avec ou sans variables macroéconomiques, sont comparables (tableaux 4 et 5). Au vu du tableau 5, il existe toujours une différence significative entre les hommes et les femmes ($-10,4\%$ pour les femmes). Nous retrouvons aussi un profil concave avec l'âge et un effet moins marqué pour les femmes que pour les hommes. En effet, le coefficient associé à l'âge est toujours plus élevé pour les hommes ($0,053 > 0,010$) et celui associé à l'âge au carré est toujours plus faible en valeur absolue pour les femmes ($-0,069 < -0,018$). Nous retrouvons les effets négatifs des différentes dummies. Nous observons encore une fois la persistance des différents chocs (chômage, avpf), ce qui confirme l'existence de la perte de capital humain ou de la perte d'opportunité suite à un de ces chocs. Dans la section précédente, nous avons vu que l'ensemble des coefficients concernant les variables indicatrices étaient différents entre les hommes et les femmes, nous retrouvons donc ces différences.

Les coefficients devant les trois variables macroéconomiques ont les signes attendus. Nous mesurons une élasticité négative du salaire au taux de chômage et des élasticités positives par rapport au salaire minimum et à la productivité. Ces trois variables macroéconomiques semblent donc bien mesurer l'impact des conditions externes sur la formation du salaire individuel.

Une augmentation de 1 point du taux de chômage aura un impact négatif de $0,5\%$ sur les salaires individuels. Ce résultat confirme que les tensions sur le marché du travail semblent bien influencer la détermination des salaires individuels. Si on considère que ce sont les salaires d'embauche qui sont les plus affectés par les évolutions macroéconomiques, cela expliquerait en partie l'évolution des salaires observée lors de l'étude sur les caractéristiques individuelles (cf. *infra*). Plus la conjoncture est bonne, plus l'écart entre deux générations est grand ; a contrario, plus la conjoncture est mauvaise, moins l'écart entre deux générations est important.

Le coefficient positif de la variable Smic confirme l'impact des conditions institutionnelles sur l'évolution des salaires. Deux effets doivent coexister : un effet direct sur les salaires des personnes rémunérées au SMIC et un effet d'échelle qui concerne les salariés qui touchent légèrement plus que le SMIC et qui voudront voir leur salaire augmenter.

Nos estimations mettent également en évidence qu'il existe un lien positif entre le salaire individuel et la productivité globale du travail. Par hypothèse, cette productivité reflète le salaire moyen de l'économie, cela semble donc suggérer la présence d'un effet d'entraînement de la hausse de cette productivité sur l'ensemble des salariés, quel que soit leur secteur d'activité et leur formation ; ce qui suggère donc l'existence d'un marché global du travail. Toutefois, les estimations hommes-femmes séparés montrent des impacts différents de la productivité sur les

salaires. Ceci contredit *a priori*, l'existence de ce marché global, où existerait une homogénéisation à terme des salaires quels que soient la formation, le sexe et le secteur d'activité. Toutefois, notre étude porte uniquement sur le secteur privé dont les salariés cotisent au régime général de la sécurité Sociale (absence des professions médicales, des agriculteurs, des fonctionnaires, des artisans et indépendants...). Il est donc difficile de mettre en lumière un découplage total ou non entre la productivité individuelle et la productivité globale. Une étude précise de ce phénomène nécessiterait de pouvoir introduire une notion de productivité au niveau de l'entreprise, ce qui n'est pas possible avec nos données.

En étudiant les équations hommes-femmes de manière plus précise, on constate qu'il existe de réelles différences. En effet, la productivité du travail a un impact plus important pour les hommes que pour les femmes. Les niveaux de qualification et la spécialisation technique sont en moyenne plus élevés pour les hommes. Dès lors, les améliorations techniques ou technologiques qui expliquent en partie l'augmentation de la productivité influencent plus le travail des hommes que celui des femmes, et donc plus le salaire des hommes que des femmes. De plus, en moyenne le salaire des femmes est plus faible que le salaire des hommes. La proportion de femmes qui ont une rémunération équivalente ou légèrement supérieure au SMIC est plus importante que celle des hommes. Dès lors toute augmentation du salaire minimum influencera plus la rémunération des femmes que celle des hommes. Les indicateurs macroéconomiques sont fortement corrélés. Il n'y aura donc probablement pas de divergences structurelles entre les hommes et les femmes. Il est probable que les effets se compensent : une hausse de la productivité du travail aura un impact plus important sur le salaire des hommes que sur celui des femmes mais une augmentation du salaire minimum aura un impact plus fort sur le salaire des femmes.

Conclusion

Dans cet article, l'évolution de long terme des salaires en France est étudiée selon deux grands niveaux d'analyse. Le premier relève de l'analyse descriptive. Mené sur les carrières salariales observées au cours des cinquante dernières années, ce type d'analyse nous sert à mettre en évidence les différences inter et intra-générationnelles de salaires. Ainsi, les salaires réels progressent fortement d'une génération à l'autre, mais cette progression est ralentie pour les générations 1955 et suivantes. Les salaires des femmes se rapprochent de ceux des hommes au fil des générations, mais sans pour autant les rattraper.

Le second niveau d'analyse est explicatif et consiste à mettre en œuvre des techniques économétriques traditionnellement utilisées pour l'analyse du marché du travail afin d'identifier les déterminants de ces évolutions. L'originalité de la démarche consiste à envisager simultanément les déterminants micro et macroéconomiques dans l'analyse de la formation des salaires. Les résultats montrent que les changements dans la formation des salaires s'expliquent par les effets conjugués des caractéristiques individuelles des salariés (expérience professionnelle, sexe, présence d'enfants) et du cycle économique (productivité, chômage). Par exemple, une augmentation de 1 point du taux de chômage aura un impact négatif de 0,5 % sur les salaires individuels.

Une voie de recherche ultérieure pourrait consister à préciser les résultats de cette étude en introduisant d'autres variables (expérience dans l'emploi, secteur d'activité, niveau d'études...). La mise à disposition de meilleures données microéconomiques plus complètes sur la demande de travail, au niveau de l'entreprise, serait un atout pour pouvoir distinguer quel groupe de travailleurs serait prioritairement affecté, et comment la formation individuelle interagit avec l'effet spécifique de l'entreprise, en relation avec les nombreuses études sur le capital humain spécifique. Une autre voie de recherche concernerait les variables macroéconomiques. Il serait par exemple possible de raisonner en variation de salaire, ce qui permettrait d'expliquer les variations des salaires individuels et de comparer les résultats avec ceux d'autres études, par exemple (Bils, 1985), mais on perdrait l'apport de certaines caractéristiques individuelles.

Références bibliographiques

- ABOWD J., F. KRAMARZ, D. MARGOLIS et K. TROSKE, 2001 : « The Relative importance of Employer and Employee Effects on Compensation: A Comparison of France and the United States », *Journal of the Japanese and International Economies*, 15, p. 419-436.
- ABRAHAM K. G. et J. C. HALTIWANGER, 1995 : « Real Wages and the Business Cycle », *Journal of Economic Literature*, vol. 33, p. 1215-1264.
- ALTONJI J. G. et N. WILLIAMS, 1997 : « Do Wages Rise with Job Security? », *Review of Economic Studies*, vol. 54, n° 179, p. 437-460.
- ARZAMENA L. et M. CENTENO, 2001 : « Tenure, Business Cycle and the Wage-Setting Process », *Working paper*, 31p.
- BARNET-VERZAT C., 1996 : « Estimation de la perte de revenus salariaux de la femme en présence d'enfants », *Économie et Prévision*, n° 122, p. 69-81.
- BAUDELLOT C. et M. GOLLAC, 1997 : « Le salaire du trentenaire : question d'âge ou de génération ? », *Économie et statistique*, n° 304-305 4/5, p. 17-35.
- BAYET A., 1996 : « Carrières continues, carrières incomplètes et salaires », *Économie et statistique*, n° 299, p. 21-36.
- BEAUDRY P. et J. DINARDO, 1991 : « The Effect of Implicit Contracts on the Movements of wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data », *Journal of Political Economy*, vol. 99, p. 665-88.
- BECKER G. S., 1962 : « Investment in Human Capital: a Theoretical Analysis », *Journal of Political Economy*, vol. 70 suppl., pp. 9-49.
- BECKER G. S., 1975: *Human capital: a Theoretical and Empirical Analysis*, 2^e édition, Columbia University Press, New York, 390 p.
- BELL B., S. NICKELL et G. QUINTINI, 2002 : « Wage equations, wage curves and all that », *Labour Economics*, 9, p. 341-360.
- BILS M.J., 1985 : « Real wages over the Business Cycle: Evidence From Panel Data », *Journal of Political Economy*, vol. 93, n° 4, p. 666-689.
- BLANCHARD O. et L. KATZ, 1997 : « What Do We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment », *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1), pp. 51-72.
- BLANCHARD O. et L. KATZ, 1999 : « Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence », *Working Paper 6924*, NBER, 12 p.
- BLANCHARD P., 2001 : « Estimation d'un modèle probit à effets aléatoires sur données de panel », *Working paper 01-01*, Erudite.

- BLANCHFLOWER D. et A. OSWALD, 1994: *The Wage Curve*, MIT Press, Cambridge, MA and London, 471 p.
- BONNET C. et C. COLIN, 2000 : « Vers une réduction des disparités hommes-femmes ? », *Retraite et Société*, n° 32, p. 48-61.
- BORDES M. M. et C. GONZALEZ-DEMICHEL, 1998 : « Marché du travail: séries longues », *INSEE Résultats*, Emploi Revenus, n° 138-139, 299 p.
- CHAUVEL L., 1998 : *Le destin des générations — Structure sociale et cohortes en France au XX^e siècle*, Coll. Le lien social, Puf.
- COLIN C., 1999 : « Modélisation des carrières salariales dans Destinie », *Documents de travail INSEE*, n° G 9902, 29 p.
- DEBRAND T. et A.-G PRIVAT, 2002 : « Individual Real Wages over the Business Cycle: The Impact of Macroeconomic Variations on Individual Careers and Implications concerning Retirement Pensions », *Document de travail INED*, n° 111, 37p.
- FOURNIER J.-Y., 2001 : « Comparaison des salaires des secteurs public et privé », *Document de travail INSEE*, n° G 2001/11, 30 p.
- GEARY P.T. et J. KENNAN, 1982 : « The Employment-Real Wage Relationship: An International Study », *Journal of Political Economy*, 90, Août, p. 854-71.
- GIANELLA C., 2000 : *Local unemployment and wages*, Document travail, n° G 2000/12, INSEE, 26 p.
- GLAUDE M. et J.L. L'HÉRITIER, 1995 : « Salaire et taux de chômage local, salaire et carrière incomplète, salaire et niveau de vie, trois études statistiques sur données individuelles », in *Salaire Minimum et Bas Salaires* ; Ed. L'Harmattan.
- GOURIEROUX C., 1989 : *Économétrie des variables qualitatives*, Economica, Paris.
- GOUX D. et E. MAURIN, 1994 : « Éducation, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Économie et prévision*, n° 116, p. 155-178.
- GUILLOTIN Y., 1988 : « Les carrières salariales en France de 1967 à 1982 », *Économie et statistique*, n° 210, p. 13-20.
- GUILLOTIN Y. et P. SEVESTRE, 1994 : « Estimations de fonctions de gains sur données de panel: endogénéité du capital humain et effets de la sélection », *Économie et Prévision*, n° 116, p. 119-135.
- HAUSMAN J. et W.E. TAYLOR, 1981 : « Panel Data and Unobservable Individual Effects », *Econometrica*, vol. 49, p. 1377-1398.
- HECKMAN J. J., 1974 : « Shadow prices, Market Wages, and Labor Supply », *Econometrica*, vol. 42, n° 4, p. 679-694.

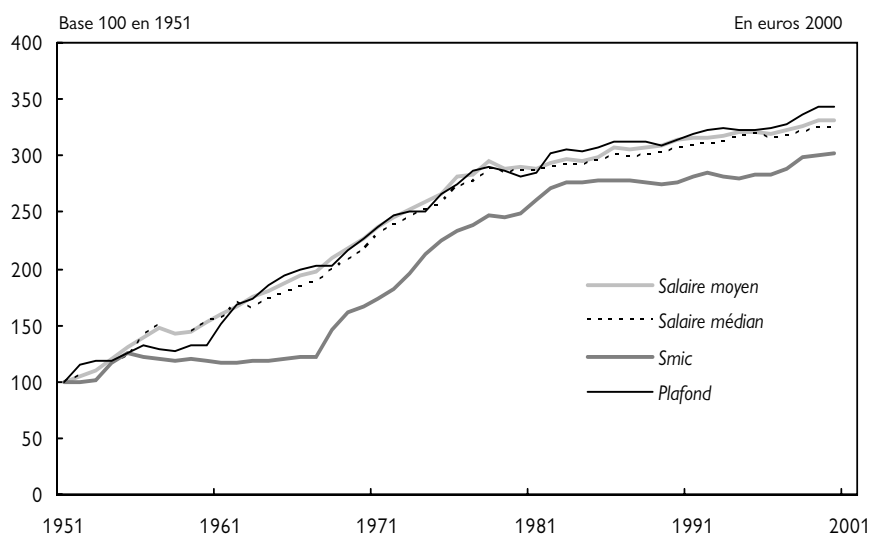
- HECKMAN J. J., 1979 : « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, Janvier, p. 153-161.
- IMBENS G.W. et T. LANCASTER, 1994 : « Combining Micro and Macro Data in Microeconomic Models », *Review of Economic Studies*, vol. 61, p. 655-680.
- JOVANOVIC B., 1979 : « Firm-specific Capital and Turnover », *Journal of Political Economy*, vol. 87 (6), p. 1246-60.
- KEANE M., R. MOFFIT et D. RUNKLE, 1998 : « Real Wages over the Business Cycle: Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data? », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 6, p. 1232-1266.
- LAYARD R., S. J. NICKELL, R. JACKMAN, 1991 : *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford Univ. Press, Oxford.
- LHÉRITIER J.-L., 1993 : « Les déterminants du salaire », *Données sociales, INSEE*, p. 225-233.
- LE MINEZ S. S. et ROUX, 2001 : « Les écarts de revenu salarial entre hommes et femmes en début de carrière », *INSEE Première*, n° 801.
- LOLLIVIER S. et J.-F. PAYEN, 1990 : « L'hétérogénéité des carrières individuelles mesurée sur données de panel », *Économie et Prévision*, n° 92-93, p. 87-96.
- MC CALLUM B. T., 1986 : « On 'Real' and 'Sticky-Price' Theories of the Business Cycle. », *Journal Money, Credit and Banking*, n° 18, novembre, p. 397-414.
- MADDALA G. S., 1983 : *Limited Dependant and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 401 p.
- MADSEN J. B., 1998 : « New Keynesian versus new classical theories of aggregate supply: evidence from the OECD countries », *Scottish Journal of Political Economy*, 45, p. 273-91.
- MEURS D. et S. PONTHEUX, 2000 : « Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes », *Économie et statistique*, n° 337-338, p. 135-158.
- MINCER J., 1974 : *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- MINCER J. et S. POLACHEK, 1974 : « Family Investments in Human Capital: Earnings of Women », *Journal of Political Economy*, vol. 82, n° 2, 2^e partie, p. S76-S108.
- MOULTON B. R., 1990 : « An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units », *The Review of Economics and Statistics*, p. 334-338.

- NEFTÇI S. N., 1978 : « A Time-Series Analysis of Real Wages — Employment Relationship », *Journal of Political Economy*, 86, n° 2, avril, p. 281-91.
- NELISSEN J. H. M., 1995 : *Demographic Projections by Means of Microsimulation — The NEDYMAS Model — Part A*, Worc Report, 191p.
- NIJMAN T. et M. VERBEEK, 1992 : « Incomplete Panels and Selection Bias », *The Econometrics of Panel Data*, L. Matyas et P. Sevestre eds., Kluwer.
- PHELPS E. S., 1990 : « Effects of productivity, total domestic product demand and incentive wages on unemployment in a non-monetary customer-market model of the small open economy », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 92, p. 353-68.
- PHILLIPS A. W., 1958 : The Relationship between Unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957 », *Economica*, 25, p. 283-299.
- SARGENT T. J., 1978 : « Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectations », *Journal of Political Economy*, 86, décembre , p. 1009-44.
- OLON G., R. BASKY et J. A. PARKER, 1994 : « Measuring the Cyclicity of Real Wages : How Important is Composition Bias », *Quarterly Journal of Economics*, n° 109, p. 1-26.
- SHAPIRO C. et J. STIGLITZ, 1984 : « Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device », *American Economic Review*, Juin, 74, p. 434-444.
- SUMNER S. et S. SILVER, 1989 : « Real Wages, Employment and the Phillips curve », *Journal of Political Economy*, vol. 97, n° 3, p. 706-720.
- TOPEL R., 1991 : « Specific Capital, Mobility and Wages: Wages Rise with Job seniority », *Journal of Political Economy*, vol. 99, p. 145-176.
- WILLIS R., 1986 : « Wage determinants : a Survey and Reinterpretation of Human Capital Earning Functions », *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Ashenfelter O., Layard R. Eds.

ANNEXE

Évolution des variables macroéconomiques utilisées dans les régressions

1. Salaire moyen, salaire médian et plafond nets en euros constants



2. Productivité et taux de chômage

