LA RENTABILITE SALARIALE DE LA FORMATION

ET DE L'EXPERIENCE EN FRANCE DEPUIS 35 ANS

Marion Selz* et Claude Thélot**

Ce texte est à paraître dans les Cahiers du LASMAS-Idl et une autre version est soumise à publication à la revue Population. (mars 2003)

Dans tous les pays du monde, et à toutes les époques, les personnes qui ont suivi des études sont « en meilleure situation » sur le marché du travail : pour s'en tenir à deux des caractéristiques majeures de cette situation, ils sont moins confrontés au risque de chômage, et ils reçoivent un salaire plus élevé. Ainsi, la « rentabilité économique globale » des études est un constat universel. Seules changent, et parfois de façon notable, la force et l'ampleur de cette rentabilité.

Si on se limite au salaire, ce qui sera le cas de tout cet article, on parle ordinairement de « rentabilité salariale ». En retenant le cas de la France pour fournir une première illustration grossière et faire sentir l'importance du phénomène, le tableau A1 présente le rapport entre le salaire moyen des très formés (20 ans de formation) et celui des très peu formés (4 ans de formation). La liaison, ou la corrélation si l'on préfère, (Graphiques G1) est très forte, même si elle s'est affaiblie notablement depuis les années soixante : le rapport entre ces deux salaires moyens est passé d'environ 3,5 à 2,5 en 35 ans, tant pour les hommes que pour les femmes (même s'il paraît un peu moins élevé pour ces dernières).

Ce genre de statistique descriptive, extrêmement intéressante en soi, pose les deux questions que cet article s'efforce d'explorer.

D'abord, la corrélation globale, si apparente, recouvre-t-elle, ou non, une rentabilité spécifique de la formation, et, si oui, de quelle ampleur est cette dernière? La corrélation pourrait en effet être trompeuse, les salariés les plus formés gagnant des salaires plus élevés pour de toutes autres raisons que leur formation, par exemple parce qu'ils travailleraient plus souvent que les autres dans des grandes entreprises, dans des grandes villes, etc.; ou parce qu'ils seraient plus « intelligents » ou plus « productifs », etc. C'est la problématique classique de l' « effet pur » d'une variable, ici la formation, c'est-à-dire de l'estimation, à strictement parler, de la rentabilité des études.

La seconde question consiste à apprécier si la baisse du ratio des salaires moyens résulte ou non d'une baisse de la rentabilité des études en France au cours des 35 dernières années, et, si oui, de quelle ampleur est cette dernière et quels types d'interprétation elle appelle.

Ces deux questions nous semblent très pertinentes et ne paraissent pas, en dépit de quelques articles faciles à citer, avoir suscité énormément d'intérêt de la part des économistes et des sociologues français. Notre article est alors, sur ce champ, délibérément empirique, mettant à profit, ce qui est indispensable pour apprécier des évolutions temporelles, toutes les grandes enquêtes de l'INSEE ayant trait au sujet : enquêtes remarquables par leur qualité, très correctes par leur continuité et comparabilité, mais malheureusement très sous-utilisées, ce qui est à déplorer. Cet article entend, sur son sujet, illustrer cette qualité, cette continuité et combler partiellement cette sous-utilisation.

 ^{*} CNRS. Laboratoire d'analyse secondaire et de méthode appliquée à la sociologie – Institut du longitudinal – (LASMAS-IDL)

^{**} Cour des comptes

Traditionnellement, l'analyse de la relation entre formation et salaire consiste, à la suite de l'article séminal de Mincer (1959), à relier le logarithme du salaire à trois groupes de variables : des variables décrivant la formation (ou l'éducation) initiale, des variables décrivant l'expérience (et l'ancienneté), enfin un troisième groupe, hétérogène, destiné à tenir compte des autres facteurs influant sur le salaire (caractéristiques individuelles : sexe, nationalité, profession, ...; caractéristiques collectives: branche d'activité, taille de l'entreprise, ou même l'entreprise elle-même, profit, degré de syndicalisation, localisation, ...). Comme l'accent est mis sur les deux premiers groupes de facteurs – la formation et l'expérience –, le troisième, quand il est présent, n'est là que pour aboutir à des estimations « pures », ou toutes choses égales d'ailleurs, des effets de la formation et de l'expérience.

Les études précédentes

Avant de présenter notre étude nous rappelons, de façon brève et synthétique, les conclusions les plus utiles pour notre propos déjà obtenues. Elles peuvent être appréciées à partir des deux tableaux (Tableau 1) valable pour la France, synthétisé par Marchand et Thélot [1997], et (Tableau 2) issu de Bils et Klenow [2000] valable pour beaucoup de pays du monde.

Pour la France, les différents auteurs figurant dans le Tableau 1 et d'autres qu'on aurait pu citer (par exemple Levy-Garboua [1972], Baudelot et Glaude [1989] ou Hanchane et Moullet [1997]) n'utilisent pas tous la même équation; la comparaison, faite sur des estimations fragiles, est donc difficile.

Mais trois conclusions paraissent néanmoins se dégager, que nous chercherons à préciser.

D'abord la rentabilité salariale paraît avoir baissé au cours du temps : une année supplémentaire d'études rapporterait de l'ordre de 10-12 % de salaire en plus, au milieu des années soixante, de 6-8 % au début des années 90. Estimations fragiles en raison de l'incomparabilité des modèles, mais la tendance – qu'il faudra préciser – paraît visible.

Tableau 1 : Taux de rentabilité d'une année de formation : quelques résultats des études précédentes en France							
	Augmentation de la durée d'études	Augmentation de la durée d'études	Augmentation de la durée d'études				
	de 10 à 11 années (soit l'âge de sortie	de 12,43 à 13,43 années (soit l'âge	de 15 à 16 années (soit l'âge de sortie				
10.5	de 16 à 17 ans)	de sortie de 18,43 à 19,43 ans)	de 21 à 22 ans)				
1962*	12,1	11,1	10,1				
1976**	11,4	10,5	9,5				
(a)	8,6	8,4	8,3				
1976***							

	de 16 à 17 ans)	de sortie de 18,43 à 19,43 ans)	de 21 à 22 ans)
1962*	12,1	11,1	10,1
1976**	11,4	10,5	9,5
(a) 1976***	8,6	8,4	8,3
(b)	4,2	4,2	4,2
(a) 1992****	8,6	9,5	9,4
(b)	6.6	9.0	0.0

Ces différents travaux reposent pour une large part sur une « équation de Mincer » plus ou moins modifiée et enrichie.

Lecture : en 1962, une année d'études en plus à partir de 12,43 ans (qui est la durée moyenne en 1996) rapportant en moyenne 11,1 % de salaire en plus aux hommes français. Ceci est estimé dans ce cas en tenant compte par ailleurs de l'expérience professionnelle.

^{*} M. Riboud [1977; 1978]. Hommes français. Les résultats sont très voisins pour les femmes françaises.

^{**} JP. Jarousse et A. Mingat [1986]. Hommes français.

JM. Plassard et G. Tahar [1990]. Ensemble des salariés (a) analysé sans faire intervenir le secteur d'activité ni la catégorie sociale ; (b) analysé en les faisant intervenir, croisés.

^{****} D. Goux et E. Maurin [1994]. Hommes salariés. Effets mesurés ici à l'expérience professionnelle moyenne.

⁽a) sans effet fixe d'entreprise; (b) avec effet fixe d'entreprise.

Tableau 2 Résultats de l'équation de Mincer simple pour 52 pays, à la fin des années 80 (sauf quelques uns)

The AMERICAN ECONOMIC REVIEW

DECEMBER 2000

Table B1-52 Country Sample of Mincer Regression Coefficients

						P 4
Country	Experience	Experience**2	Schooling	Year	Nb of observations	Reference
Argentina	0.052	-0.00070	0.107	1989	2965	P
Australia	0.061	-0.00090	0.064	1982	8227	P
Austria	0.039	-0.00067	0.039	1987	229	P
Bolivia	0.046	-0.00060	0.073	1989	3823	P
Botswana	0.070	-0.00087	0.126	1979	492	P
Brazil	0.073	-0.00100	0.154	1989	69773	P
Britain	0.091	-0.00150	0.097	1972	6873	P
Canada	0.025	-0.00046	0.042	1981	4642	P
Chile	0.048	-0.00050	0.121	1989	26823	P
China	0.019	-0.00000	0.045	1985	145	P
Colombia	0.059	-0.00060	0.145	1989	16272	P
Costa Rica	0.042	-0.00050	0.105	1989	6400	P
Côte d'Ivoire	0.053	-0.00008	0.207	1985	1600	P
Cyprus	0.092	-0.00140	0.098	1984	3178	R&S
Denmark	0.033	-0.00057	0.047	1990	5289	P
Dominican Republic	0.055	-0.00080	0.078	1989	436	P
Ecuador	0.054	-0.00080	0.098	1987	5604	P
El Salvador	0.041	-0.00050	0.096	1990	4094	P
Greece	0.039	-0.00088	0.027	1985	124	P
Guatemala	0.044	-0.00060	0.142	1989	8476	P
Honduras	0.058	-0.00070	0.172	1989	6575	P
Hungary	0.034	-0.00059	0.039	1987	775	P
India	0.041	-0.00050	0.062	1981	507	P
Indonesia	0.094	-0.00100	0.170	1981	1564	C&R
Ireland	0.061	-0.00100	0.079	1987	531	P
Israel	0.029	-0.00100	0.057	1979	1132	P
Italy	0.010	-0.00046	0.028	1987	197	P
Jamaïca	0.083	-0.00027	0.280	1989	1172	A&S
Kenya	0.044	-0.00110	0.085	1980	1600	P
South Korea	0.082	-0.00200	0.106	1986	4800	P
Malaysia	0.013	-0.00140	0.094	1979	605	P
Mexico	0.084	-0.00004	0.141	1984	3425	P
Morocco	0.068	-0.00070	0.095	1970	2422	P
netherlands	0.035	-0.00049	0.066	1983	1888	P
Nicaragua	0.050	-0.00080	0.097	1978	962	P
Pakistan	0.106	-0.00060	0.097	1979	1568	P
Panama	0.066	-0.00080	0.126	1989	5436	P
Paraguay	0.058	-0.00090	0.103	1989	1084	P
Peru	0.053	-0.00070	0.085	1990	1625	P
Philippines	0.023	-0.00060	0.119	1988	4283	P
Poland	0.023	-0.00036	0.024	1986	5040	P
Portugal	0.021	-0.00040	0.024	1985	21823	P
Singapore	0.062	-0.00100	0.113	1974	1247	P
	0.049	-0.00060	0.113	1990	635	AR&S
Spain Sweden	0.049	-0.00000		1990	2996	
Sweden Switzerland	0.049	-0.00000	0.026 0.072	1981	304	A P
Tanznia						
	0.041	-0.00100	0.067	1980	1522	A&S
Thailand	0.071	-0.00088	0.091	1971	3151	C&R
Uruguay	0.051	-0.00070	0.090	1989	6567	P V 6-D
United States	0.032	-0.00048	0.093	1989	8118	K&P
Venezuela	0.031	-0.00030	0.084	1989	1340	P
West Germany	0.045	-0.00077	0.077	1988	2496	K&P

Bills M. & Klenow P.J. 2000

Sources: A = Mahmood Arai (1994) - A&S = Jane Armitage and Richard Sabot (1997)

AR&S = Alfonso Alba-Ramirez and Maria Jesus San Segundo (1995)

C = Carmel U. Chiswick (1977) - C&R = Tim Callan and Barry Reilly (1993)

K&P = Alan B. Krueger and Jörn-Steffen Pischke (1992) - P = Psacharopoulos (1994)

R&S = Michael Rosholm and Nina Smith (1996)

Ensuite, le rendement d'une année d'études supplémentaire paraît dépendre du moment où elle prend place : l'utilisation par certains auteurs d'une équation de Mincer du second ou troisième degré en la durée de formation paraît justifiée.

Enfin, prendre en compte d'autres variables, en particulier de branche, de position ou même d'entreprise affaiblit beaucoup la rentabilité « pure » de la formation. On ne saurait prétendre, en s'en tenant à l'expérience, avoir tenu compte des différents facteurs jouant sur le salaire – même si c'est le plus important.

Les résultats présentés dans le Tableau 2 reposent tous sur l'équation de Mincer simple, mais dans laquelle la durée de formation n'intervient qu'au premier degré – on suppose donc un rendement constant. Les conditions d'une comparabilité entre pays paraissent donc raisonnablement satisfaites (à la mesure près des variables). Le taux de rendement de la formation paraît extraordinairement différent d'un pays à l'autre : parfois très élevé, autour de 15 % (Brésil, Colombie, Guatemala, Honduras, ...), voire 20 % ou plus (Côte d'Ivoire, Jamaïque), ou au contraire très faible de l'ordre de 3-5 % (Autriche, Canada, Grèce, Italie, ...). Ceci constitue une échelle considérable qui, si tous ces travaux sont fiables - les échantillons sont parfois minuscules, les variables sont peut-être mal mesurées, ... -, est troublant non pas quant à l'effectivité mais quant à l'ampleur du lien entre formation et salaire. Il est vrai que le contenu de ces durées de formation est bien entendu extrêmement différent d'un pays à l'autre et peut donc influer la productivité, donc le salaire, de façon très variable. Dans l'ensemble, la rentabilité paraît plus forte dans les pays peu développés (pour une conclusion opposée cependant, avec une étude plus approfondie, sur Madagascar, cf. Arestoff [2001]) plus faible dans les pays développés. Ce qui renforce le doute sur le fait qu'elle ne reflète que le lien entre formation et productivité : des considérations de politique salariale, par exemple, ou d'environnement institutionnel jouent à l'évidence, aussi, un rôle essentiel.

Nous présentons ci-après le modèle et les données que nous utilisons pour dans cet article en en précisant les raisons, puis les résultats obtenus. Suit la description de notre tentative d'utiliser les enquêtes comme un pseudopanel : elle n'apporte guère plus que des confirmations des résultats obtenus sur les enquêtes séparées ; nous choisissons cependant de les faire figurer ici pour mémoire de nos essais méthodologiques. Enfin nous discutons amplement de la robustesse empirique de ces résultats, à laquelle nous accordons une grande importance.

I – LE MODELE ET LES DONNEES

En appelant d la durée de la formation initiale et e la durée de l'expérience, nous avons retenu le modèle suivant :

```
ln(S) = a_1d + a_2 d^2 + a_3 d^3 + b_1e + b_2e^2 + b_3e^3 + cde + constante (I)
L'élasticité du salaire ou rendement salarial est alors :
par rapport à la durée de formation : a_1 + 2a_2d + 3a_3d^2 + ce
par rapport à la durée d'expérience : b_1 + 2b_2e + 3b_3e^2 + cd
```

Par rapport aux modèles les plus fréquemment utilisés, celui-ci appelle trois remarques.

Il retient un polynôme du 3^{ème} degré, pour chacune des deux variables, alors que, d'habitude – cf. cependant Baudelot et Glaude [1989] et Goux et Maurin [1994] qui, déjà, avaient fait ce choix – on retient un polynôme de un ou deux degrés pour la durée de formation, et un polynôme de deux degrés pour l'expérience. La spécification présente permet à l'élasticité du salaire par rapport à chacune des variables d'être du second degré donc, selon la valeur des coefficients, de d'abord croître puis décroître. Ce profil est a priori séduisant et

cohérent avec les résultats déjà suggérés : que depuis le début des études, (respectivement de la vie adulte) jusqu'à un certain moment, la rentabilité d'une année supplémentaire de formation (respectivement d'expérience) puisse croître n'est pas absurde ; et qu'elle doive décroître à partir d'un certain moment est assez naturel. D'où l'idée d'une élasticité parabolique (et l'on s'attend donc à ce que a_2 et b_2 soient positifs – ou nuls – et a_3 et b_3 négatifs – ou nuls).

Une telle supposition est a priori plus riche que les suppositions habituelles (l'élasticité est constante avec un polynôme du premier degré, et est constamment croissante ou décroissante selon le signe de a_2 ou b_2 avec un polynôme du second degré); bien entendu, on testera la nullité des coefficients a_2 , a_3 , b_2 , b_3 , ce qui, si le test était accepté, ramènerait aux formulations standard.

En second lieu, le modèle (I) intègre une **interaction** entre formation et expérience. C'est une façon commode, et adaptée à ce type de formulation, pour introduire l'hypothèse que la rentabilité de la (durée de) formation – donc sa « valeur économique salariale » – ait pu varier dans le temps : si, « avant », la formation était davantage rémunérée qu'aujourd'hui, les plus vieux salariés, donc, en raison de la définition de l'expérience donnée ci-dessous, les plus expérimentés, doivent recevoir, à formation donnée, un salaire supérieur à celui des plus jeunes, donc des plus récents, ce qui aura lieu si c est positif. Comme nous allons tester le modèle (I) sur toutes les données françaises disponibles depuis 35 ans, l'hypothèse d'une évolution temporelle du rendement salarial des études sera testée autrement, plus directement. Car le signe de c peut aussi, s'il était négatif cette fois, indiquer un autre aspect, l'éventuelle obsolescence économique de la formation acquise autrefois : dans ce cas, la même durée de formation ayant servi à acquérir des contenus adaptés aux compétences requises par la vie professionnelle pour ceux d'aujourd'hui, et devenus obsolètes pour ceux d'autrefois, les anciens salariés seraient moins payés que les récents.

La troisième observation vient de ce qu'aucune autre variable que la formation et l'expérience n'intervient dans le modèle (I), ce qui, comme on vient de le voir, est fréquent dans la littérature consacrée à ce sujet mais pas systématique. Cela, qui est délibéré, vient d'abord de ce que nous l'estimerons sur beaucoup d'enquêtes différentes où les autres facteurs concevables sont repérés, d'une enquête à l'autre, dans des nomenclatures variables et difficiles à raccorder. D'autre part, l'originalité de ce travail réside dans l'utilisation d'un seul et même modèle – fût-il fruste – au cours du temps, et cela dans une perspective descriptive, et non pas dans l'utilisation unique, sur une seule enquête, d'un modèle très précis et sophistiqué à prétentions explicatives exhaustives. D'ailleurs, les remarques qu'appellent les deux facteurs retenus vont aller dans le même sens : nous allons utiliser ce modèle (I) comme une « grille de lecture » destinée à fournir des indices synthétiques et des évolutions du rendement salarial de l'éducation, sans prétendre qu'il s'agit du ou d'un « vrai » modèle.

La formation

C'est par sa durée que la formation initiale est repérée, à partir de l'âge de 6 ans (donc sans prendre en compte la scolarité préélémentaire). Repérer la formation par sa durée est classique dans les études existantes, mais a deux inconvénients bien connus.

D'abord les contenus eux-mêmes de la formation sont ignorés. En réalité, en France, à part les deux cas (DEUG versus BTS, DUT) et (DEA, DESS, concours de recrutement : agrégation, CAPES versus « les grandes écoles ») – notables il est vrai – les études existantes montrent que se contenter de retenir la durée de formation est une approximation satisfaisante.

La prise en compte explicite des diplômes pourrait déboucher sur une autre interrogation, importante et bien connue dans ce champ d'analyse : sont-ce bien les contenus appris à l'école qui sont rentables, ou est-ce le fait d'avoir été sélectionné – c'est une des fonctions de l'école et du diplôme – qui informe l'employeur sur la productivité potentielle de son futur éventuel salarié : théorie du « capital humain stricto sensu », versus théorie du « signal » ? Mais en se limitant à la durée de formation comme ici, cette problématique ne peut pas être tranchée.

Retenir une variable aussi générale – la durée globale des études – a pour second inconvénient d'interdire de différencier la rentabilité des années selon le type d'années : que valent, par exemple, les années de redoublement, ou les années non certifiées par un diplôme ? On a pu estimer, au moins pour les hommes dans les années 90, que les années de redoublement n'apportent rien, et les années non certifiées ont un rendement salarial positif mais moitié moindre que les années couronnées par un diplôme (Goux et Maurin [1994], cf. aussi Hanchane et Moullet [1997]). Ignorer ces distinctions est cependant admissible dans notre perspective : mettre au jour, à des fins de description synthétique, des effets moyens, plutôt que des effets pointus.

L'expérience

L'expérience est mesurée par le nombre d'années séparant le début d'activité du moment où l'on touche le salaire analysé. La personne est donc salariée au moment de l'analyse, mais on ignore tout de sa « carrière passée ». C'est la raison pour laquelle nous ne parlons pas d'« expérience professionnelle », mais d'expérience (encore le mot est-il peutêtre légèrement trompeur) : les périodes de chômage, le service national, les interruptions d'activité pour élever ses enfants apportent certes de l'expérience – celle de la vie – et sans aucun doute de l'expérience utile pour un emploi ultérieur, mais ce n'est pas à proprement parler une expérience « professionnelle ». En outre, dans ces années d'expérience, le partage entre expérience professionnelle et expérience « autre » varie selon les hommes et les femmes, et selon le moment - comme ont varié l'ampleur et la continuité de l'activité féminine d'une part, du chômage de l'autre. Cela crée une certaine hétérogénéité du contenu de cette expérience entre hommes et femmes bien sûr, mais aussi entre années d'observation et entre générations. L'interaction entre d et e est susceptible de revêtir une interprétation dans ce contexte, dans le cas où l'expérience professionnelle et l'expérience « autre » auraient un impact différent sur le salaire : si c est positif, cela pourra s'interpréter comme un rôle plus grand de la première, puisque la continuité des carrières professionnelles – aussi bien du fait de l'accès à l'activité professionnelle que de l'évitement du chômage – est plus grande pour les personnes formées.

Enrichissements et interprétations

Le modèle de Mincer de base, indépendamment des facteurs précis qu'on y fait entrer, fait l'objet d'interrogations et d'enrichissements, dans la littérature, que nous ne retiendrons pas, mais qu'il est utile d'avoir présents à l'esprit au seuil de ce travail Deux d'entre eux peuvent être évoqués.

D'abord, sur l'interprétation des coefficients. Dès le début, des analystes se sont interrogés sur la possibilité d'un biais de sélection, par exemple Griliches [1997] : si ce sont des personnes bénéficiant de certaines qualités qui à la fois suivent les plus longues études et reçoivent les salaires les plus élevés, les coefficients de la durée de formation ne peuvent être interprétés comme mesurant l'effet « pur » de la formation. Et alors cet effet « pur », à la

¹ Pour une revue synthétique récente de questions théoriques, en particulier liées à l'hétérogénéité des personnes et du capital humain cf. Hanchane et Moullet [1999].

limite, n'existerait peut-être pas?. Cette première interrogation a donné naissance à de multiples articles, où la réponse à ce biais potentiel a été très variable, allant de l'introduction dans l'équation de variables mesurant le QI à l'estimation du modèle sur des jumeaux homozygotes (par exemple Rouse [1998] et Bound et Solon [1998]) en passant par des estimations en deux étapes, avec des variables instrumentales ou l'adjonction d'une équation expliquant la formation. Il paraît s'en dégager en effet une possible surestimation, par les coefficients de l'équation de Mincer « simple », de l'effet pur, réel, de la formation, mais compensée par une possible sous-estimation due à des erreurs de mesure. Dans d'autres cas (Hanchane et Moullet [1977] ou Boumahdi et Plassard [1998]), considérer l'éducation comme endogène conduit à majorer le taux de rendement. Au total, cependant, selon la synthèse d'Ashenfelter et Rouse [1999], les simples estimateurs usuels de l'équation de Mincer pourraient bien être les plus précis. Ou encore, selon Card [2000], aucune étude ne peut actuellement conclure de façon décisive sur l'ampleur du biais que présenterait l'estimateur des moindres carrés de l'équation de Mincer; l'effet « pur » de la formation sur le salaire pouvant être aussi important, voire plus, que ce qu'on obtient par cet estimateur simple.

La deuxième interrogation résulte plutôt du comportement possible des personnes et des employeurs, notamment dans un pays comme la France où la distribution des salaires est marquée par un seuil minimal, le SMIC. Même sans le SMIC, la question se poserait : si la formation influe sur la productivité et, par ce biais, sur le salaire, c'est bien sur le salaire potentiel de la personne, celui auquel elle pourrait prétendre, et pas forcément celui effectif, qui résulte de beaucoup d'autres considérations que la concurrence sur le marché du travail. On retrouve donc la même problématique que celle par laquelle les entrées et sorties de l'emploi (de et vers le chômage, de et vers l'inactivité) ont pu être analysées. Techniquement, au lieu d'une équation unique, il en faudrait deux : une qui modélise le fait d'être ou non dans un emploi salarié, la seconde qui explique le salaire de ces salariés. On retrouve un modèle « tobit » classique. D'ailleurs, une telle formalisation serait sans doute nécessaire pour une autre raison : la « rentabilité économique globale » des études n'est pas que salariale, elle doit s'apprécier aussi en termes d'évitement du chômage. On sait en effet que non seulement le risque d'être au chômage a toujours été plus faible pour les personnes diplômées (et là encore dans tous les pays), mais qu'en France, depuis 25 ans (depuis la « crise ») cette rentabilité s'est accrue : le diplôme protège mieux du chômage, relativement, qu'au début des années soixante-dix : il s'est, sous cet angle, revalorisé.

Inversement, pourrait-on dire, échappent aussi à notre étude, par le choix du champ des salariés, les carrières ascensionnelles des salariés qui deviennent indépendants : itinéraires qui ne sont peut-être pas indépendants de la durée de formation.

Aussi, un bilan d'ensemble de l'évolution de la rentabilité économique globale de la formation devrait couvrir les trois aspects, l'évitement du chômage (croissant selon le diplôme), la sortie du salariat et la rentabilité salariale (pour ceux qui occupent un emploi salarié), ce qui conduirait à estimer un modèle tobit du genre de celui évoqué plus haut. Cependant, on s'en tiendra ici à la seule rentabilité salariale appréciée à travers la seule équation de Mincer précédente.

Le corpus de données et le champ retenus

C'est sur toutes les enquêtes de l'INSEE faites depuis 35 ans que le modèle (I) va être estimé. Plus précisément sur les enquêtes formation et qualification professionnelle (FQP) de 1964, 1970, 1977, 1985, 1993 et les enquêtes annuelles sur l'emploi (EMP), de 1991, 1993, 1995, 1998².

² Chaque enquête porte sur les salaires de l'année précédente sauf pour FQP1964 (salaires de 1962). Pour simplifier la lecture de l'article on fera référence à l'année de l'enquête plutôt qu'à l'année du salaire. Il faut souligner que c'est une des premières fois que l'enquête FQP 1964

1) On cherche à analyser le salaire perçu par des salariés travaillant à temps complet. Dans les enquêtes FQP, on interroge sur le salaire de l'année précédant l'enquête; cela nous a conduit à nous limiter, dans ces enquêtes, aux personnes ayant travaillé à temps complet durant toute l'année précédant l'enquête (on évite ainsi les entrées et sorties en cours d'année, les tout débuts et fins de carrières, plus incertains et variables en termes de rémunérations). Dans les enquêtes Emploi, on ne dispose pas des mêmes informations. Pour définir une population approchante, on a retenu les salariés à temps complet au moment de l'enquête (en mars) et un an avant.

Le salaire est censé être toutes primes comprises. Pour les enquêtes FQP, il n'y a pas d'ambiguïté conceptuelle, même si demeurent des interrogations sur la précision empirique (du fait de la déclaration de l'enquêté, mais aussi du fait du statisticien puisque, dans certaines enquêtes, le salaire codifié est tronqué en haut). Pour les enquêtes Emploi, il s'agit du salaire au moment de l'enquête, mais le fait d'interroger le membre du ménage présent (pour tous les salariés du ménage), et la nécessité de déclarer les primes (demandées explicitement) conduisent à penser qu'au-delà de l'imprécision qui en résulte on s'appuie souvent, pour répondre, sur la déclaration de revenu, auquel cas on déclare un salaire et des primes, là encore, portant sur l'année précédente (c'est d'ailleurs plus sûr s'agissant des primes annuelles ou du 13^{ème} mois par exemple). Cette interprétation est cependant beaucoup plus fragile que dans le cas des enquêtes FQP.

- 2) Nous nous sommes limités aux actifs au moment de l'enquête, salariés de 59 ans ou moins au 31 décembre de l'année sur laquelle le salaire déclaré porte. Ceci pour éviter, au moins dans les deux dernières décennies, des effets de sélection dus au départ en retraite, les salariés continuant après 60 ans n'étant pas n'importe quels salariés³. Dans l'ensemble ainsi constitué, on estimera une équation de Mincer pour plusieurs sous-populations, ce qui peut poser des problèmes de principe ou de délimitation empirique selon le cas :
- sur les hommes et sur les femmes ; c'est inhabituel puisque d'ordinaire on se limite aux hommes, parce que, pour eux, que l'expérience approxime bien l'expérience professionnelle. Mais, aujourd'hui, cette raison joue moins qu'il y a vingt ou trente ans ; au demeurant, il est intéressant, dans notre optique de description synthétique, de dégager les « rendements » de la formation et de l'expérience pour les femmes aussi ; enfin pour approcher les biais empiriques éventuels qu'entraîne l'absence de connaissance précise de la carrière professionnelle des salariées à un moment donné, nous estimerons le modèle (I) sur les seuls célibataires (hommes, femmes), les femmes célibataires ayant avec le marché du travail un lien plus étroit que les autres femmes (en particulier il y a 20 ou 30 ans), proche de celui des hommes
- sur les seuls « Français de naissance » ; outre son intérêt propre, l'étude sur cette population approche celle qui aurait pu être conduite sur les salariés qui ont fait leurs études en France, champ intéressant dès lors que l'on voudrait interpréter les estimations en termes d'efficacité de notre système éducatif.
- sur les salariés du privé d'une part, ceux de la fonction publique (Etat, collectivités locales, hôpitaux) d'autre part⁴. A strictement parler, les théories qui ont donné naissance, initialement, à l'équation de Mincer, se rattachent à la problématique classique, laquelle

peut intervenir dans ce genre d'analyse, cela grâce à la reconstitution très précise et minutieuse du fichier, réalisée par An. Degenne, M.O. Lebeaux et L.A. Vallet, du LASMAS [1998].

3 Les effectifs des échantillons ainsi ciblés (de plusieurs milliers à plusieurs dizaines de milliers, donc très élevés), les effectifs pondérés, les

durées de formation et d'expérience moyenne, enfin les salaires moyens (en francs de chaque époque) figurent en annexe.

⁴ Les entreprises publiques n'étant retenues, dans cette partition, dans aucune de ces deux sphères (mais étant présentes dans les analyses ne faisant pas intervenir ce critère.

suppose un marché du travail concurrentiel, donc sont surtout adaptées au privé; mais d'abord, cette origine intellectuelle n'empêche pas que cette équation puisse aussi s'appliquer et qu'on l'estime donc au sein de la fonction publique (toujours dans la perspective de disposer d'indicateurs synthétiques décrivant la réalité); ensuite des comparaisons peuvent être faites d'une sphère à l'autre, sur les rôles respectifs de la formation et de l'expérience, ce qui est évidemment un thème majeur. La difficulté est, à nouveau, de bien délimiter, à la fois dans les enquêtes diverses et compte tenu du changement objectif du secteur privé dans l'économie française au cours de ces quarante ans, les deux sphères. On a retenu ce qui figurait dans les enquêtes sans chercher à délimiter un même périmètre commun à toutes, ce qui a deux conséquences : a) cela trace le périmètre du moment, qui est donc variable au cours du temps; b) il est malheureusement tracé de façon assez différente selon le type d'enquêtes, comme on peut le constater sur l'exemple de 1993, ceci traduisant des variations de codification.

3) A la charnière de la formation et de l'expérience se situe, comme on le sait, **l'apprentissage sous contrat**. Cette période, quand on est capable de l'isoler, peut être considérée, et de façon tout aussi légitime – c'est la marque de toute forme de formation en alternance, mais la question se pose concrètement pour le seul apprentissage sous contrat –, comme une période de formation ou comme une période d'emploi. D'où le choix de trois variantes :

1^{ère} variante : l'apprentissage sous contrat n'est pas considéré comme formation ; dans ce cas, la durée de formation est hors apprentissage sous contrat (éventuel), et cette durée d'apprentissage sous contrat est partie intégrante de l'expérience.

2^{ème} variante : l'apprentissage sous contrat est considéré à la fois comme temps de formation et temps d'emploi ; dans ce cas, il fait partie et de la durée de formation et de la durée d'expérience, qui se chevauchent donc.

3^{ème} variante : l'apprentissage sous contrat n'est pas considéré comme expérience ; dans ce cas, la durée de formation inclut cette période, et l'expérience court au contraire à partir de sa fin ; cette variante est la duale de la première.

Sur le plan conceptuel, c'est sûrement la deuxième variante la plus intéressante et sensée, et sans doute la troisième la moins, la première étant peut-être un moindre mal : meilleure que la troisième, moins satisfaisante que la deuxième. C'est pourtant elle que nous avons retenue à titre de **résultat principal**, car si, concrètement, les trois variantes peuvent être mises en œuvre sur les enquêtes FQP (sauf FQP 64), elles ne le peuvent pas sur les enquêtes emploi. Les résultats des deux autres variantes seront présentés en comparaison avec ceux de la première, qui devient donc la variante centrale.

II – LES PRINCIPAUX RÉSULTATS

L'équation de Mincer a été estimée enquête par enquête séparément, par la méthode des moindres carrés ordinaires et après pondération des effectifs par le coefficient destiné à rendre l'enquête représentative au niveau national (il est indispensable d'estimer le modèle sur les données pondérées (voir à ce sujet « La robustesse empirique » dans l'annexe).

Pour compléter ces estimations séparées, enquête par enquête, une modélisation fondée sur des pseudo-cohortes établies à partir de l'ensemble des enquêtes empilées a été effectuée. Ses résultats ne s'éloignent pas substanciellement de ceux qui sont présentés ici, et cela au prix d'une complexification de la modélisation.

Nous allons examiner successivement la qualité de l'ajustement de l'équation testée, ensuite la rentabilité de la formation, puis celle de l'expérience, enfin la valeur de l'interaction entre formation et expérience, et ce uniquement pour la variante I du modèle, celle où la formation ne comprend pas l'apprentissage sous contrat.

La qualité de l'ajustement du modèle

Le modèle (I) s'ajuste assez bien aux données et, surtout, cet ajustement est assez proche d'une enquête à l'autre. Mesuré par le « R² ajusté », il s'établit à environ 0,33 en début de période, pour diminuer un peu vers 0,29 en 1998 (Tableau A2). Ainsi, l'explication par les durées de formation et d'expérience est assez bonne – 7 variables expliquent un tiers de la variance, le modèle (I) étant estimé sur des échantillons de milliers ou dizaines de milliers de personnes –, mais cette explication ne s'améliore pas au cours du temps : au contraire, elle se détériore légèrement, cela signifiant une légère augmentation du rôle des autres facteurs sur le salaire, au détriment de l'influence des deux facteurs majeurs de la théorie du capital humain.

Notons aussi que le R² ajusté est légèrement plus élevé pour les hommes que pour les femmes, peut-être à cause de la pertinence différente de l'expérience, et un peu plus élevé pour les salariés de la fonction publique que pour ceux des entreprises, ce qui reflète sans doute la régulation plus stricte du salaire par le niveau de diplôme dans la fonction publique.

Tous les coefficients estimés le sont assez précisément, cela reflétant la taille des échantillons utilisés (de plusieurs milliers à plusieurs dizaines de milliers). Ils sont, sauf parfois l'interaction entre formation et expérience – cf ci-dessus – extrêmement significativement différents de zéro. Les commentaires qui suivent vont porter, non pas sur les coefficients euxmêmes, mais sur les combinaisons entre eux qui permettent de décrire la forme et l'ampleur de la rentabilité salariale de la durée d'études et de l'expérience.

La rentabilité salariale de la formation

Les taux marginaux de rentabilité dépendent des durées de formation et d'expérience. Nous avons calculé les taux moyens de deux façons. D'une part pour des durées de formation et d'expérience moyennes estimées par enquête et par sous-population: or ces durées moyennes ont beaucoup augmenté au cours du temps (Tableau 3 – la première en particulier – de sorte que les taux calculés avec ces moyennes « intègrent » cette dérive (Tableau A3). D'autre part pour répondre à la nécessité d'apprécier la rentabilité de la formation à un « point fixe », nous avons choisi, compte tenu des moyennes précédentes, une durée de formation de 10 ans (c'est-à-dire une sortie de l'école à 16 ans) et une durée d'expérience – ou de « vie adulte » – de 20 ans, ce qui correspond à peu près au milieu de carrière lorsqu'il s'agit de carrière professionnelle continue (Tableau A4).

Tableau 3	Durées moyennes de formation et d'expérience				
			Années		
		1964 (FQP64)	1998 (EMP98)		
Durée de formation	Hommes	8,8	12,2		
	Femmes	9,3	12,9		
	Ensemble	9	12,5		
Durée d'expérience	Hommes	21,2	20,8		
и емрененее	Femmes	17,1	20,4		
	Ensemble	19,8	20,7		

Champ: actifs de 59 ans ou moins au moment de l'enquête, salariés à temps complet au cours des 12 mois de l'année précédant l'enquête. Champ exact pour FQP, approximé pour EMP.

D'une façon générale nos résultats issus de la première méthode de calcul confirment ceux déjà obtenus dans les études précédentes : le modèle (I) conduit à une rentabilité marginale très élevée de la formation, et décroissante depuis 35 ans : 11,1 % de salaire en plus pour une année de formation supplémentaire au milieu des années soixante (FQP64), 8,8 % à la fin du siècle (Emploi 98). Mais cette baisse de la rentabilité salariale se produit en fait exclusivement entre 1962 et 1984, étant stable ensuite. Il s'agit donc d'une baisse d'environ 1 point tous les 9 ans, pendant les 22 premières années de la période, tendance également vraie pour les seuls hommes, avec baisse d'un point tous les 8 ans ½ (Goux et Maurin [1994] trouvent 1 point tous les 8 ans). Ce qui est nouveau c'est la stabilité depuis 1985 que la prise en compte des dernières enquêtes conduit à observer⁵.

Tel est le double constat – sur la hauteur de la rentabilité salariale et sur son évolution – qui sert de trame générale à l'analyse qui suit dont l'objectif est d'en comprendre toute la signification.

La rentabilité de la formation est assez proche pour les hommes et pour les femmes, mais si l'on regarde plus en détail, elle était légèrement supérieure pour les premiers jusqu'en 1993, elle serait légèrement inférieure depuis. Ces écarts sont cependant très faibles.

De même la rentabilité est très proche si on se limite aux Français de naissance, peutêtre très légèrement supérieure, mais à peine.

En revanche la différence est considérable entre les entreprises privées et la fonction publique. La rentabilité salariale de la formation calculée au « point fixe » est beaucoup plus forte dans les entreprises : au début de la période, l'écart en faveur du privé atteignait 4 points (9,5 % dans la fonction publique, contre 13,5 % dans le privé), en fin de période encore 1,5 points : 6,6 % contre 8 %. C'est dire que la baisse dans le privé a été beaucoup plus sensible. Dans les entreprises comme dans la fonction publique, la baisse de la rentabilité s'est produite principalement jusqu'à 1985 ; cependant pour les hommes du privé elle s'est un peu prolongée au-delà.

Indiquons une différence capitale entre hommes et femmes : si globalement, dans l'économie française, la rentabilité de la formation pour les premiers et les secondes est voisine, c'est un effet de moyenne, car cela n'est pas vrai dans chaque sphère, privé et fonction publique, séparément. En réalité la formation est, dans l'entreprise privée, plus rentable pour les hommes que pour les femmes et, à l'inverse, dans la fonction publique elle est plus rentable pour les femmes. Les écarts dans un cas comme dans l'autre sont moins élevés en fin de période, mais ils restent visibles.

C'est pour les hommes que la baisse de rentabilité au cours du temps est la plus prononcée, en particulier dans le privé où elle est régulière sur toute la période. En revanche, chez les femmes, l'évolution présente la configuration désormais familière : baisse jusqu'en 1985, suivie d'un plateau. Ainsi, dans chaque sphère, les écarts de rentabilité entre hommes et femmes se sont amoindris.

Ces résultats peuvent être commentés d'un autre point de vue, celui de la personne qui cherche la sphère où sa formation serait la plus rentable pour choisir d'y travailler.

Pour les femmes, la rentabilité de la formation est à peu près la même dans les deux sphères, les entreprises comme la fonction publique ; elle a diminué de 11-11,5 % à 8-8,5 %, mais cette baisse n'est pas régulière, s'étant produite sur 1962-1984.

⁵ Au point fixe de 10 ans de formation et 20 ans d'expérience, la rentabilité d'une année supplémentaire de formation valait 12 % en 1964 et 8 % en 1998. A nouveau, ce sont des taux qui ne surprennent pas, mais leur décroissance ne s'est produite que pendant vingt-deux ans, de 1962 à 1984, laissant ensuite place à une stabilité depuis 15 ans.

Pour les hommes, en revanche, la rentabilité de la formation est beaucoup plus forte dans les entreprises sur toute la période, même si l'écart s'est amenuisé : à durées d'expérience et de formation fixées à 20 et 10 ans respectivement, 4-5 points de plus au début des années soixante (14,3 % contre 9,6 %), encore 2 points de plus en fin de période (8,7 % contre 6,5 %). Cette réduction de l'écart vient de ce que, dans l'entreprise, la baisse de la rentabilité a été prononcée et, surtout, plus régulière, se prolongeant au-delà de 1985⁶.

Au total la convergence est sensible : la rentabilité salariale de la formation dans l'économie française est beaucoup moins disparate et inégale aujourd'hui qu'il y a 40 ans, entre hommes et femmes, entre sphères de l'économie (même si elle est encore plus prononcée dans les entreprises pour les hommes). Cette tendance à la convergence, relative, porte sur les taux de rentabilité; cela ne dit rien quant aux niveaux de salaires que nous étudions plus loin: petit à petit, une sorte d'homogénéité du marché du travail se manifeste sur cette dimension.

Le profil parabolique de la rentabilité de la formation

Dans tous les cas, les coefficients estimés sont positif pour a_2 et négatif pour a_3 ; autrement dit, le profil parabolique de la rentabilité à expérience moyenne se dégage nettement: d'abord croissante pendant les premières années de formation – de 1 à 2% par an au début de la formation jusqu'à 13% à 12-14 ans de formation (dans les années soixante) ou 9% (fin des années 90), puis décroissante jusqu'à 5-6 % pour 20 ans de formation.

L'examen plus approfondi de ces paramètres estimés et des paraboles qu'ils dessinent (Tableau A5) conduit aux conclusions suivantes:

1- Comme on l'a déjà signalé, ils sont significativement différents de zéro au seuil de 5%⁷ pour toutes les enquêtes et pour toutes les sous populations : cela montre la pertinence de cette hypothèse d'une rentabilité d'abord croissante puis décroissante et ce serait appauvrir l'analyse que se limiter, comme cela a souvent été fait, à une rentabilité seulement constante ou décroissante.

La « courbure » de la parabole évolue d'une enquête à l'autre. En effet, les paraboles des enquêtes récentes sont plus plates que celles des anciennes, ce qui signifie que la variation de la rentabilité d'une année de formation supplémentaire en fonction du moment où elle se situe est plus faible, à la fin du siècle que 30 ans auparavant. L'indice de courbure (Tableau 4) - ou « largeur » de la parabole ⁸ - passe de 17 ans en 1964 ou 17,8 en 1970 à 22,8 en 1995 ou 21,7 en 1998. Notons toutefois que l'ensemble des enquêtes FQP se situant globalement avant celui des enquêtes Emploi, il est difficile de distinguer dans cette évolution entre un effet enquête et/ou un effet temps. Ce mouvement de réduction de la courbure est plus net pour les femmes même au sein de chaque série d'enquêtes suggérant, au moins pour elles, un effet temps.

2. Ensuite, la rentabilité maximale est obtenue pour 13 ans d'études environ, et cela sans grande modification au cours du temps et sans guère de distinction entre hommes et femmes, ni entre sphères; cependant FQP 64 fait exception, la durée optimale étant plus proche de 12 ans.

Cette stabilité, tant au cours du temps que d'une sous-population à l'autre, est très remarquable : quelle que soit l'évolution de la rentabilité moyenne, ou de son profil, c'est

⁸ Cet indice est donné par la formule : $2[(a_2^2 - 3a_1 \ a_3)/9a_3^2]^{\frac{1}{2}} = 2[d_0^2 - a_1/3a_3]^{\frac{1}{2}}$ (où d₀ est la durée de formation où la rentabilité est maximale). C'est la largeur du segment découpé par la parabole sur la droite d'équation r (rendement) = ce.

⁶ La réduction de l'écart de rentabilité de la formation, pour les hommes, au cours du temps, ne se voit pas si on la mesure au « point moyen » (dans chaque sphère et à chaque période), cela parce que ces durées moyennes de formation et d'expérience n'ont pas évolué de façon parallèle dans les deux sphères.

⁷ Dans tout le texte « significatif » correspond au seuil de 5%.

pour des études s'achevant vers 19 ans, c'est-à-dire un peu après le baccalauréat (général ou technologique ou professionnel), au tout début des éventuelles études supérieures, que la rentabilité d'une année supplémentaire de formation est la plus grande.

Tableau 4 « Largeur » de la parabole (ou indice de courbure)

Année

		Hommes		Femmes		Tous	
	64	18,05		13,77		16,97	
	70	18,63	plutôt	15,54		17,84	
FQP	77	18,41	_	17,18	croissant	18,62	croissant
	85	19,47	stable	19,40		20,49	
	93	18,35		18,12		18,67	
	91	22,81		21,56		22,46	
	93	21,20	stable	24,37	peut être	21,57	stable
EMP	95	22,35		24,87	croissant	22,80	
	98	21,92		22,16		21,67	

- 3. Enfin la rentabilité selon les différentes durées de formation évolue diversement au cours du temps :
- le rendement **maximal** diminue, comme diminue le rendement moyen, avec le profil familier: baisse jusque vers les années quatre-vingt, stabilité ensuite ; le mouvement est très ample : par exemple pour l'ensemble des salariés le taux passe, en milieu de carrière (pour une expérience de 20 ans) (Tableau A5), de 12,9 % à 8,7 % ; pour une expérience nulle, donc en tout début de carrière, il passe de 11,9 % en 1964 à 9,1 % en 1977 et en 1985, ce qu'il est à peu près aujourd'hui (9,2 % en 1995 ; 8,4 % en 1998).
- en revanche, les taux de rentabilité **des faibles formations** ont eu plutôt tendance à augmenter au cours du temps : avec 20 ans d'expérience, la rentabilité de l'année de formation qui fait passer de 4 à 5 ans de formation était de 1 à 2 % jusque vers 1985, elle est plutôt de 2 à 3 % aujourd'hui ; le mouvement est encore plus marqué pour les femmes que pour les hommes⁹.
- enfin aux **durées de formation longues**, le taux de rentabilité paraît assez stable depuis 35 ans : retenant la durée de formation de 20 ans, ce qui correspond bien aux durées pratiquement maximales d'études (repérée à partir de l'âge de 6 ans, rappelons-le), le taux est de l'ordre de 5 % avec 20 ans comme une expérience nulle (Tableau A6), sauf pour FQP 1964 qui apparaît encore comme une exception ; à 18 ans d'études, le taux est lui aussi à peu près constant, autour de 7,5 % ¹⁰. Il est légèrement supérieur pour les hommes à ce qu'il est pour les femmes, mais stable pour les uns comme les autres.

Ainsi, autour du mouvement moyen – baisse jusqu'en 1985, stabilité depuis – l'évolution temporelle des taux de rentabilité est très différente selon la durée de formation : plutôt en hausse pour les formations très courtes ou quasi inexistantes, nettement en baisse autour de la durée de rentabilité maximale (13 ans, ce qui correspond au bac ou juste après), à

⁹ Une autre façon de repérer ce mouvement consiste à examiner l'évolution du coefficient a₁, qui est le taux de rentabilité de la 1^{ère} année de formation. Il croît au cours du temps (il est, en fait, de moins en moins négatif), surtout pour les femmes. Cependant, là encore il y a sans doute un effet d'enquête.

¹⁰ Cette stabilité vient de ce qu'on a retenu les durées de 18 ou 20 ans. Si l'on avait pris le symétrique de 0 ou de 4 ans par rapport à la durée d'efficacité maximale, on aurait évidemment la même évolution temporelle que pour ces formations très courtes, donc une hausse au cours du temps. Mais ces durées symétriques, vu la durée d'efficacité maximale qui est d'environ 13 ans, conduisent à 22 ans ou 26 ans d'études, ce qui est trop long pour être retenu de façon réaliste.

peu près stable depuis 40 ans pour les formations très longues tout en restant réalistes (de l'ordre de 18 à 20 ans, ce qui correspond à bac + 6 ou bac + 8).

Hiérarchie « pure » des salaires selon la durée de formation

Il s'agit maintenant de se tourner vers l'évolution, selon la formation, de la hiérarchie salariale. Le tableau A1 en donne une impression brute avec le rapport entre le salaire moyen des personnes ayant eu 20 ans de formation et celui de celles ayant eu 4 ans de formation. Mais nous allons ci-après chercher à calculer l'effet « pur » de la durée de formation, tel que le modèle (I) retenu dans ce texte le formalise, en calculant le rapport $\hat{S}_{\text{M}}/\hat{S}_{\text{m}}$ où les \hat{S} sont les estimateurs des salaires maximal et minimal obtenus à partir des paramètres du modèle.

Puisque c'est une formulation au cube qui a été retenue ici, la courbe représentant la variation du salaire (S) en fonction de la durée de formation (d) présente un minimum \hat{S}_m pour une valeur d_m de la durée de formation d, qui peut être négative ou positive, puis croît jusqu'à une valeur maximale \hat{S}_M pour une valeur positive d_M . Nous avons choisi de calculer ce rapport en milieu de carrière (20 ans d'expérience) et en début de carrière (expérience nulle), à des fins de comparaison.

Dans l'ensemble des enquêtes et des sous populations observées, d_m est la plupart du temps positif, au plus de l'ordre de 3-4 ans. A 20 ans d'expérience, d_m s'échelonne en moyenne de 1,9 à 3,8 ans (de 1,3 ans à 3,2 ans pour les hommes, de - 0,5 à 4,5 ans pour les femmes). A expérience nulle, les valeurs de d_m sont très proches. Ces valeurs de d_m correspondent à une formation très faible, voire quasi nulle¹¹.

Les durées pour lesquelles le salaire est maximal, d_M , à 20 ans d'expérience, se trouvent en moyenne entre 21, et 24,7 ans (de 20,9 à 24,3 ans pour les hommes et de 19,8 ans à 24,1 ans pour les femmes). A nouveau c'est très proche à expérience nulle. Le bas de cette tranche correspond à des durées maximales plausibles de la formation, le haut non. En effet ces valeurs excèdent ce qui est concrètement plausible mais d'assez peu. Cela a pour conséquence que sur l'intervalle « utile », [2-3 ans - 20 ans], le modèle (I) reflète bien une croissance du salaire, la courbe étant décroissante à l'extérieur de l'intervalle [d_m , d_M]. Même si d_M est souvent un peu trop élevé pour être plausible, il est intéressant de repérer la hiérarchie salariale « pure » théorique donnée par le modèle (I), soit le rapport entre les deux extrêmes \hat{S}_m et \hat{S}_M qui correspondent à ces durées théoriques.

On y retrouve un des résultats principaux du rapport « brut » présenté en introduction (Tableau 1- Tableau 5) : à 20 ans d'expérience la hiérarchie salariale « pure » en fonction de la formation a diminué depuis 35 ans ; de façon assez régulière pour les hommes, bien qu'en fin de période le mouvement se stabilise ou même s'inverse peut-être, de façon plus chaotique pour les femmes. Mais au total, pour les hommes, le rapport passe de 4,5-5 au début des années soixante à 3,5-4 à la fin du siècle. La constatation est voisine pour les hommes si on se place en début de carrière, mais ne se vérifie pas pour les femmes où, à la suite ou non d'un effet d'enquête, la hiérarchie salariale « pure » selon la formation pour une expérience nulle est plus élevée à la fin des années 90 que durant les années 60 et 70. Là encore la baisse se voit surtout jusqu'au milieu des années 80.

On tire de ce rapport entre salaires minima et maxima estimés un taux de rentabilité moyen¹² (Tableau 5) – et non plus marginal comme dans les pages précédentes – d'une année de formation, cela soit à 20 ans d'expérience, soit à expérience nulle. Le résultat de ce calcul peut être considéré comme la meilleure mesure de la rentabilité salariale de la formation (à

 $^{^{11}}$ Le modèle strict entraı̂ne que de d=0 à d=đ_m, le salaire est décroissant. Dans la réalité, il ne diminue pas nécessairement mais cela n'a guère d'importance concrète, d_m étant très faible. 12 Calculée à partir de l'égalité $(1+t)^{(dM-dm)}\!\!=\!\hat{S}_M/\hat{S}_m$

expérience fixée et dans le cadre du modèle). Elle complète et confirme les mesures plus partielles précédentes : le taux moyen passe, avec 20 ans d'expérience, d'environ 9-9,5 % au milieu des années soixante à 6-6,5 %. Il y a un petit effet d'enquête qui amplifie cette baisse puisque, en 1993, le taux de rendement est de 0,3 point supérieur dans l'enquête FQP à ce qu'il est dans l'enquête emploi. Au début de la période, la rentabilité était peut-être légèrement supérieure pour les femmes, au milieu de la période elle était peut-être légèrement inférieure, aujourd'hui elle est pratiquement identique. Cette variation est-elle susceptible d'interprétation ? Auquel cas on confirmerait qu'avec le développement de l'activité féminine salariée il y a une convergence entre hommes et femmes.

Tableau 5 Rapport des salaires maximaux et minimaux estimés et taux de rendement moyen de l'année de formation pour 20 ans et 0 année

d'expérience

•		20 ans d'expérience					Expérience nulle					
	Ense	mble	Hon	nmes	Fen	nmes	Ense	Ensemble		nmes	Femmes	
		%/an		%/an		%/an		%/an		%/an		%/an
FQP												
64	4,55	9,0	5,00	9,2	3,98	9,5	3,85	8,3	4,81	9,1	2,76	7,6
70	4,47	8,5	4,79	8,9	4,21	8,5	3,90	7,9	5,10	9,1	2,66	6,5
77	4,11	7,3	4,38	7,9	3,40	6,8	3,08	6,2	3,59	7,2	2,29	5,2
85	3,49	6,3	3,73	6,6	2,99	5,7	3,48	6,3	3,76	7,0	2,83	5,5
93	3,31	6,3	3,54	6,9	3,19	6,1	2,85	5,8	3,21	6,6	2,51	5,2
Emploi 91	3,66	6,0	3,97	6,4	3,44	5,8	3,77	6,1	4,56	6,9	3,28	5,7
93	3,53	6,0	3,70	6,5	3,84	5,8	3,49	6,0	3,93	6,7	4,09	5,9
95	3,76	6,1	3,91	6,4	4,27	6,3	4,04	6,3	4,21	6,6	5,35	7,0
98	3,73	6,1	3,98	6,4	3,98	6,3	3,36	5,8	3,76	6,2	3,67	6,0

Enfin, ces résultats confirment que la rentabilité de la formation n'a pas baissé de façon uniforme : elle diminue sensiblement de 1964 à 1985, elle est au contraire stable depuis 1985.

On ne peut manquer de rapprocher ce mouvement de l'évolution globale des inégalités salariales en France. Des séries de long terme publiées récemment par l'INSEE (Casaccia et Seroussi [2000]), on peut tirer le Tableau 6, limité aux inégalités de salaire dans les entreprises privées et nationalisées.

Tableau 6 - Indicateurs des inégalités salariales en France

	D9/D1	Tous salariés <u>D9-D1/D5</u>	Hommes D9/D1	Femmes D9/D1
1963	3,97	1,50		
1965	4,12		3,9	3,4
1969	3,53	1,46		
1970	3,66		3,7	3,0
1976	3,38	1,39	3,47	2,82
1984	3,09	1,31	3,31	2,63
1990	3,26	1,38	3,46	2,86
1992	3,23	1,36	3,41	2,93
1994	3,08	1,31	3,32	2,68
1997	3,06	1,30	3,29	2,70

Source : Séries longues de l'INSEE D1, D9 et D5 sont les déciles

Champ : Secteurs privé et semi public

De 1965 à 1997, le rapport interdéciles a diminué tant chez les hommes salariés (de 3,9 à 3,29) que chez les femmes salariées (de 3,4 à 2,70), et, là encore, la baisse, comme on le sait, s'est produite durant les 20 premières années, de 1965 à 1985. Depuis 1985, c'est la stabilité qui prévaut.

Ainsi l'évolution de la rentabilité salariale de la formation est-elle parallèle à celle des inégalités salariales globales. A vrai dire, ce parallélisme se comprend dès lors qu'une politique de réduction de l'éventail des salaires, qu'elle passe par une forte augmentation du SMIC et des bas salaires ou par une pesée sur celle des hauts salaires, conduit nécessairement à une moindre rentabilité salariale de la formation. Il y a donc une certaine antinomie entre ces deux visées politiques : celle de resserrer les inégalités salariales et celle de maintenir (ou d'augmenter?) la rentabilité salariale de la formation.

La rentabilité de l'expérience

Au contraire de la formation, la rentabilité de l'expérience est assez stable dans le temps : de 1 à 2 % par an selon les années quel qu'en soit le mode de calcul (c'est-à-dire, soit au point moyen de formation, soit pour une formation de 20 ans).

Dans l'ensemble, l'expérience est un peu plus rentable pour les hommes que pour les femmes, aussi bien dans les entreprises que dans la fonction publique, mais les écarts sont faibles.

D'une part on peut dire que l'expérience strictement professionnelle n'apporte guère plus que l'expérience hors marché du travail puisque, l'expérience, ici « indifférenciée », n'est guère plus valorisée chez les hommes que chez les femmes, et elle ne l'est guère plus non plus chez les femmes aujourd'hui, dont la carrière strictement professionnelle est pourtant plus fréquente et plus longue qu'il y a 35 ans.

D'autre part, ces écarts, faibles certes, sont toutefois presque tous dans le même sens (hommes plus que femmes, femmes aujourd'hui plus que femmes hier); on peut donc aussi conclure à un léger surcroît de reconnaissance de l'expérience professionnelle par rapport celle qui ne l'est pas. Ce qui rend cette seconde conclusion plus probable, c'est que limiter l'analyse aux célibataires ne conduit plus à un effet plus grand de l'expérience pour les hommes que pour les femmes.

Ainsi, la rentabilité légèrement moindre de l'expérience des femmes tiendrait plutôt au fait que l'expérience « indifférenciée » retenue ici contient pour elles des temps hors marché du travail moins reconnus du point de vue du salaire. Mais la différence paraît faible au regard des raisonnements habituels qui confèrent à ce que l'on apprend sur le tas, dans la vie professionnelle, une grande importance. On retrouve ici un résultat, obtenu autrement et à partir d'autres sources, par Alain Bayet [1996] : il y a un certain effet négatif des carrières « trouées », mais pas systématique et, en tout cas, « les femmes capitalisent des expériences non professionnelles qui leur sont en partie reconnues ».

Les paramètres estimés par le modèle (I) de la rentabilité de l'expérience sont soit tels que e₂ est négatif et e₃ est positif, soit tels que l'un ou l'autre n'est pas significatif. Lorsqu'ils sont significatifs ces coefficients ont des valeurs telles que le sommet de la parabole, un minimum, est très éloigné, correspondant à des valeurs énormes de l'expérience, aberrantes du point de vue empirique. Autrement dit la partie de la parabole réellement concernée par nos données est seulement la « branche descendante » de la parabole, avant son minimum, et ceci pour toutes les enquêtes étudiées. L'interprétation est alors particulièrement intéressante et convaincante : à toutes les époques, la rentabilité de l'expérience ne fait que décroître au cours du cycle de vie. Une année d'expérience supplémentaire (Tableau A7) se traduit par 3 à 6 % de salaire supplémentaire – selon les enquêtes– en début de vie (5 ans après avoir quitté

l'école), par 1 à 2 % quand cette année en plus se situe en milieu de vie, ou de carrière (après 20 ans), et n'a pratiquement plus d'effet – donc n'« apporte » presque plus rien au bout de 30 ans.

Puisque c'est cette configuration d'une rentabilité constamment décroissante de l'expérience professionnelle au cours du cycle de vie qui se dégage, on pourrait, dans un souci d'économie de paramètres et puisqu'ils ne sont pas toujours significatifs, se limiter à une équation où l'expérience n'apparaît qu'au carré :

 $\ln (S) = a_1 d + a_2 d^2 + a_3 d^3 + b_1 e + b_2 e^2 + c d e + constant e.$

Dans ce cas, c'est a priori que l'hypothèse d'une baisse de la rentabilité d'une année d'expérience supplémentaire est posée (dès lors que b₂ est négatif, ce qui est attendu). Les estimations sont évidemment très proches de celles que fournit le modèle (I) complet. On s'en tiendra à ce dernier pour des motifs d'homogénéité.

L'interaction entre durée de formation et durée d'expérience

L'estimation du coefficient c, mesurant l'effet de l'interaction entre la formation et l'expérience sur le salaire donne lieu au petit tableau suivant :

Tableau 7	FQP	EE	Total
Cas où le de	e 1964 à 1993	de 1991 à 1998	
coefficient est positif significatif	28	14	42
coefficient est <u>négatif significatif</u>	0	4	4
coefficient est non significativeme	<u>nt</u> 17	18	35
différent de 0			
Total des nombres de cas	45	36	81

Ont été dénombrés les cas où l'estimateur du coefficient est positif, négatif ou non significativement différent de 0 sur les sous-populations et à toutes les enquêtes.

Le coefficient lorsqu'il est significatif n'est donc presque jamais négatif; il est à peu près aussi souvent, soit significativement positif, soit non significativement différent de zéro, avec une légère prédominance du premier cas, du moins pour les enquêtes FQP.

Ce coefficient est significativement positif dans une grosse moitié des cas, ce qui cadre bien avec les thèses sur la baisse de l'efficacité de l'école. La fréquence des cas où il ne peut être considéré comme différent de zéro peut surprendre, faisant apparaître des cas où la rentabilité d'une année de formation est, en moyenne, la même quelle que soit l'« expérience », c'est-à-dire ici quel que soit l'âge du salarié, soit encore pour toutes les générations. Mais c'est surtout dans la période récente, à travers les enquêtes emploi, que cela se produit, c'est-à-dire dans la période où justement la baisse de la rentabilité a cessé. Ainsi, il y a une certaine cohérence entre les deux façons de regarder l'évolution de la rentabilité salariale d'une année de formation.

Lorsqu'il est significativement positif, le coefficient est, dans l'équation estimée sur l'ensemble des salariés (hommes et femmes), de l'ordre de 5 à 7 x 10⁻⁴. Autrement dit, la perte de rentabilité de la formation des salariés ayant une grande expérience par rapport à ceux qui en ont une courte est au maximum de 0,05 à 0,07 point par année d'expérience, soit 0,5 à 0,7 point tous les dix ans¹³ ou encore 1 point tous les 14 à 20 ans. Ces ordres de grandeur ne paraissent pas incompatibles avec ceux qui se dégageaient plus haut de l'évolution du taux moyen de rentabilité d'une enquête à l'autre. Mais le modèle (I) utilisé est

¹³ La baisse est plus prononcée pour les femmes (au maximum 1,4 point tous les dix ans) que pour les hommes (au maximum 0,5 point tous les dix ans).

trop fruste pour interpréter cette interaction : s'agit-il d'un effet de génération ou d'un effet d'expérience stricto sensu.

III UTISATION DES ENQUETES COMME PSEUDOPANEL

Au lieu d'estimer le modèle (I) séparément sur chaque enquête, on peut utiliser tout ce corpus de données autrement : dans une perspective de « pseudopanels ». Grâce à l'année de naissance, on peut en effet suivre des personnes nées la même année dans chaque échantillon et ainsi, même s'il ne s'agit pas des mêmes personnes, obtenir des pseudocarrières salariales, c'est-à-dire la succession des salaires perçus à différents moments de la carrière (au maximum, 8 : 1962, 1969, 1976, 1984, 1990, 1992, 1994, 1997). Sur le fond, cela met bien en lumière l'approximation de l'utilisation du modèle (I) sur chaque enquête, qui considère les observations faites en « transversal » (les salaires perçus à un moment donné par des personnes appartenant à des générations successives à différents moments de leur carrière) comme la représentation « longitudinale » d'une carrière: le modèle (I), estimé à partir d'une enquête donnée, considère bien que ces observations sont représentatives d'une carrière, ce qui n'est vrai, à strictement parler, qu'en régime stationnaire.

En réalité, dès que les générations sont « différentes » - c'est-à-dire qu'il y a un « effet génération » - les données d'une enquête donnée ne peuvent plus être considérées comme représentant une carrière salariale. Et c'est l'addition des enquêtes qui, utilisée dans une perspective temporelle – c'est-à-dire comme un pseudopanel –, permet pour une génération donnée d'estimer les effets cherchés sur une succession (jusqu'à 8) d'observations du salaire au cours de sa carrière salariale.

On peut d'abord considérer que l'effet de génération provient du fait d'être né telle année plutôt que telle autre : par exemple, les générations nées juste après la seconde guerre mondiale sont souvent jugées favorisées du seul fait de ce moment où elles sont nées, par rapport à leurs cadettes (cf. par exemple B. Legris et S. Lollivier [1996]). Dans ce cas, la variable « génération » peut être repérée par l'année de naissance (g) et être introduite sous cette forme. Par souci de symétrie avec ce qui a été fait dans l'équation (I), on l'introduira alors jusqu'au troisième degré et en supposant des interactions avec l'expérience et la formation, pour aboutir au modèle suivant :

$$ln(S) = a_1d + a_2d^2 + a_3d^3$$

$$+ b_1e + b_2e^2 + b_3e^3$$

$$+ f_1g + f_2g^2 + f_3g^3$$

$$+ cde + hgd + lge$$

$$+ constante$$
(II)

On peut au contraire juger que la dynamique des carrières dépend au moins autant du moment d'entrée dans la vie professionnelle que du moment où l'on est né. Or les deux choses ne sont pas synonymes car, dans une même génération, l'année d'entrée dans la « vie adulte » (professionnelle si l'on travaille), proche de l'année de fin d'études (ou même identique), peut varier de 10-15 ans entre personnes nées la même année selon la durée des études justement. Dans ce cas, la « génération » ne doit plus être repérée par l'année de naissance, mais par l'année d'entrée dans la vie adulte, soit v = t-e, où t est l'année pour laquelle le salaire a été déclaré. On aboutit au modèle (III), qui n'est pas équivalent au (II) en raison des coefficients carrés ou cubes :

$$\begin{aligned} ln(S) &= a_1 d + a_2 d^2 + a_3 d^3 \\ &+ b_1 e + b_2 e^2 + b_3 e^3 \\ &+ f_1 v + f_2 v^2 + f_3 v^3 \\ &+ c d e + h v d + l v e \\ &+ constante \end{aligned} \tag{III}$$

Les résultats issus du pseudopanel : effet de cohorte

Les résultats précédents ont été obtenus à partir d'estimations séparées, sur chaque enquête. Cela permet de mesurer des évolutions au cours du temps, et c'est cela qui a précisément été mis en lumière.

Il est intéressant de compléter ces analyses en utilisant l'ensemble des enquêtes comme un pseudopanel (la démarche est ici proche de celle de Baudelot et Glaude [1989]). Avant d'estimer les deux modèles (II) et (III) présentés dans l'introduction, il faut bien sûr exprimer les salaires en francs constants, ce qui a été fait à partir de l'indice des prix de l'INSEE (cf. BMS de février 2001)¹⁴.

L'estimation des deux modèles (sur toutes les observations pondérées) conduit à un R² élevé compte tenu du nombre d'observations :

	Hommes	Femmes
Nombre		
d'observations	164 750	91 885
R ² du modèle		
(II)	0,44	0,43
R ² du modèle		
(III)	0,45	0,47

Le modèle III paraît, sur le R², légèrement mieux ajusté, surtout pour les femmes : c'est davantage le moment d' « entrée dans la vie adulte », c'est-à-dire à peu près le moment de fin d'études, qui joue sur la carrière salariale que l'année de naissance, ce qui était attendu. Mais la différence, en termes de qualité d'ajustement, est très faible. On se contentera de commenter les résultats du modèle (III), en baptisant « cohorte » les personnes « entrées dans la vie adulte » la même année.

Qu'apporte-t-il par rapport aux analyses précédentes ?

D'abord des confirmations :

- sur le rôle de la formation, apparaît la même forme parabolique de la dépendance à la durée des études $a_2 > 0$ et $a_3 < 0$ (ceci en mettant à part, pour l'instant, les interactions) ; le maximum de rendement marginal de l'éducation est obtenu pour $d = \hat{a}_2/3\hat{a}_3$, c'est-à-dire 12,7 ans (hommes) et 12,9 ans (femmes), à nouveau proche de 13 ans¹⁵ ;

- sur le rôle de l'expérience, apparaît la même forme parabolique (e2 < 0 et e3 > 0), mais les estimateurs étant ce qu'ils sont, $e_2/3e_3$ est là encore très grand (56,6 ans pour les hommes, 58,6 ans pour les femmes), ce qui signifie qu'on est à nouveau sur la branche descendante de la parabole : à cohorte et durée d'études données le taux marginal de rendement d'une année d'expérience diminue régulièrement avec l'expérience.

Ensuite, le modèle conduit à des enrichissements liés aux effets de cohorte.

¹⁴ Les coefficients multiplicatifs utilisés pour exprimer les salaires en F2000 sont les suivants : 1962 : 7,661 ; 1969 : 5,875 ; 1976 : 3,271 ; 1984 : 1,460 ; 1990 : 1,185 ; 1992 : 1,122 ; 1994 : 1,081 ; 1997 : 1,029.

¹⁵ Il est vrai que le modèle (III) introduit, comme contrepartie de l'enrichissement dû à l'intervention de la cohorte, une approximation qu'on avait jugé impossible à admettre au vue des graphiques I.1 à I.3 : il suppose que d'une cohorte à l'autre, la parabole décrivant le taux marginal de rendement des études varie par simple translation.

En premier lieu, il permet une lecture plus claire de l'interaction entre durée d'études et expérience. Le coefficient de cette interaction est cette fois négatif (à la limite de la significativité pour les femmes). Du fait de la présence d'effets de cohorte identifiés dans le modèle, cette interaction doit s'interpréter ici comme un effet « pur » de l'expérience ellemême sur le rendement de la formation, et non comme un effet indirect de génération ; que l'interaction soit négative reflète alors une certaine obsolescence de la formation à mesure que l'on vieillit : le coefficient vaut - 8x10⁻⁴ pour les hommes et -1,4x10⁻⁴ pour les femmes, ce qui donne un ordre de grandeur de l'effet salarial de cette obsolescence : entre le début de carrière (e = 0) et la fin (e = 35, pris comme exemple), la baisse du taux marginal de rentabilité d'une année de formation est significative chez les hommes (2,8 points), très faible chez les femmes (0,5 point). Comment interpréter cette différence entre hommes et femmes qui est statistiquement significative?

En second lieu, la forme parabolique retenue pour saisir les effets de cohorte aboutit à une configuration analogue à celle qui se dégage de l'expérience : f₂< 0 et f₃>0, donc passant par un minimum, et $f_2/3f_3$ très grand, donc ce minimum très éloigné : 156,4 pour les hommes et 154,9 pour les femmes, c'est-à-dire en dehors de la plage réaliste d'année d'entrée dans la vie adulte, qui varie, de fait, dans le corpus de données de 10 environ (entrées dans la vie adulte en 1910) à 96 (entrées en 1996). Ainsi peut-on conclure que d'une cohorte à la suivante, à durée d'études et expérience égales, le « taux marginal de rendement salarial de la cohorte » ne cesse de diminuer.

Ceci incite à analyser l'évolution du salaire en fonction de la cohorte, mais en introduisant les effets d'interaction avec la formation d'une part, l'expérience de l'autre. Auparavant, disons quelques mots de la valeur de chacune de ces interactions.

L'interaction entre cohorte et formation est négative, mais faible (quoique significative) et proche chez les hommes et les femmes (mais significativement différente) : $-8x10^{-4}$ (hommes), $-6x10^{-4}$ (femmes). Ainsi mesure-t-on, ici, plus purement que précédemment, la baisse de la rentabilité marginale de la formation selon les cohortes. Le modèle, qui postule cette baisse régulière, l'estime donc à 0,6 - 0,8 points tous les dix ans. Les tableaux A8 explicitent, pour les salariés ayant 20 ans d'expérience, cette baisse selon les cohortes (toutes les dix cohortes : 10 : entrées dans la vie adulte en 1910, 20 : entrées en 1920, ..., 1990) et les durées de formation.

L'interaction entre l'expérience et la cohorte est, elle, nettement supérieure à la précédente (2 à 3 fois plus importante : - 18,3 x 10⁻⁴ (hommes), - 19,1 x 10⁻⁴ (femmes), non significativement différentes. L'effet de l'expérience sur le salaire diminue donc fortement (2 points tous les dix ans) d'une cohorte à l'autre. A nouveau, cela appellerait une interprétation.

Au total, pour apprécier les effets de cohorte dans toute leur ampleur sur le salaire, on peut partir du modèle (III) où, pour des durées d et e fixées, l'on peut écrire :

$$ln(S) = (f_1 + hd + le) v + f_2v^2 + f_3v^3 + constante.$$

Compte tenu de la valeur des estimations, cette équation du troisième degré a un maximum, qui est obtenu pour une certaine valeur v_M ¹⁶ qui, à titre d'illustration, figure dans le Tableau A9 pour les salariés en début de vie active (e = 0). Puisque l'interaction entre la durée de formation et la cohorte est négative dans le modèle, l'année du retournement est plus précoce pour les salariés formés que pour les autres, ce qui est inattendu. Mais l'important est plutôt de repérer l'ordre de grandeur : c'est pour les générations ayant fini leurs études dans

 $[\]frac{1}{16} V_{\rm M} = (-2f_2 - \Delta^{1/2})/6f_3$, où $\Delta = 4f_2^2 - 12f_3 (f_1 + hd + le)$

les années 80 que le retournement se produit. Ce que le modèle indique, c'est que désormais, à durée de formation donnée, le salaire d'entrée dans la vie active diminue d'une cohorte à la suivante, alors que jusque-là il augmentait de cohorte en cohorte. Il y a là, si l'on suit les enseignements du modèle, un changement majeur.

IV ROBUSTESSE

La dépendance des résultats à des choix proprement empiriques est trop peu souvent étudiée. Or, comme on va le voir, elle est parfois très importante, alors que les choix empiriques, eux, ne sont pas toujours évidents.

Nous présentons ci-après différents types de choix empiriques auxquels nous avons été confrontés au cours de l'étude; puis nous montrons, pour quelques uns d'entre eux, les différences qu'ils provoquent sur les résultats, obligeant à relativiser la robustesse de ceux-ci. Les points concernés par ces questions sont d'une grande diversité : l'effet dû au fait de considérer l'apprentissage comme formation et/ou emploi, l'effet « Enquête » mesuré en 1993 année pour laquelle nous disposons de deux enquêtes différentes, celui dû à la façon de prendre en compte les valeurs aberrantes pour les dates et les salaires, celui dû au mode de calcul du rendement, et enfin l'effet de l'application de la pondération.

Sensibilité à la conception de l'apprentissage

Comme on l'a indiqué ci-dessus, l'apprentissage sous contrat, à la fois formation et activité professionnelle, peut être compté soit comme temps de formation, soit comme expérience, soit comme les deux. C'est en le prenant en compte de ces trois façons que peut être approchée la « robustesse conceptuelle » des taux de rendement de la formation et de l'expérience. (Tableau A10)

Les ordres de grandeur du rendement moyen sont assez proches et le mouvement de baisse de la rentabilité au cours du temps bien retracé qualitativement dans les trois variantes. Tenir compte de l'apprentissage sous contrat comme formation — et pas seulement comme expérience — conduit d'une part à des rendements plus faibles en début de la période étudiée ici, et d'autre part à une baisse de ces rendements au cours du temps également plus faible.

Comparaison des enquêtes FQP93 et EMPLOI93

Nous avons retenu l'enquête EMPLOI 93, précisément parce que c'est une année où il y a eu aussi une enquête FQP. Cela nous permet de comparer les estimations faites sur ces deux enquêtes.

Malgré une assez bonne proximité des effectifs représentés (Tableau 8), les rendements moyens de la formation estimés par le modèle ne sont pas identiques. En effet les différences de rendement calculé pour ces deux enquêtes de 1993 sur les salaires de 1992 sont non négligeables, atteignant presque 1 point pour les hommes du privé, sans que nous sachions bien les expliquer. L'expérience n'étant pas calculée à partir du même point de départ dans les enquêtes FQP (début d'activité) et dans les enquêtes EMPLOI (fin d'études initiales), on a constitué une variante de l'enquête FQP93, nommée FQB93, en remplaçant, dans le calcul de l'expérience, l'âge de début d'activité par celui de fin d'études. L'expérience est alors allongée d'environ un an pour les hommes et de 1,2 ans pour les femmes (Tableau 9) et devient très proche de ce que l'on observe dans l'enquête EMPLOI93.

Tableau 8 Effectifs représentés en 1993 dans les différents sous champs :

	FQP93	EMPLOI93
Hommes		
Fonction publique	1 962 309	2 073 735
Privé	5 963 333	6 235 577
Autre salarié	978 709	635 639
Total salariés Hommes	8 904 351	8 944 951
Femmes		
Fonction publique	2 079 150	1 921 991
Privé	3 129 080	3 069 280
Autre salarié	341 179	402 934
Total salariés Femmes	5 549 409	5 394 205

Tableau 9 Durées moyennes de formation et d'expérience

		FQP93	EMP93	FQB93
Durée de la formation	Hommes	11,74	11,69	11,74
	Femmes	12,39	12,36	12,39
Expérience	Hommes	19,50 ¹	20,37 ²	20,44 ²
	Femmes	18,16 ¹	19,26 ²	19,37 ²

- 1. Le début de l'expérience est l'année du premier emploi
- 2. Le début de l'expérience est l'année de fin d'études

Tableau 10 Rendement moyen de la formation - Avec pondération - Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées

		FQP93	EMP93	FQB93
Tous	Tous	8,97	8,56	9,24
	Hommes	9,97	9,27	10,11
	Femmes	8,71	8,41	9,33
Français	Tous	9,12	8,68	9,21
	Hommes	10,18	9,50	10,12
	Femmes	8,91	8,38	9,38
Privé	Tous	9,89	9,64	10,22
	Hommes	11,00	10,19	11,15
	Femmes	8,61	9,32	9,39
Fonction	Tous	7,62	6,55	7,81
publique	Hommes	7,81	6,80	7,94
	Femmes	8,20	6,88	8,60

La construction de FQB93 comme indiqué ci-dessus ne modifie pourtant pas beaucoup les différences de rendement (Tableau 10) d'une année supplémentaire de formation. Sans doute faut-il attribuer l'origine de ces disparités aux différences constitutives des deux séries d'enquêtes sur lesquelles cette étude s'appuie : dans la série d'enquêtes EMPLOI, les dates de fin d'études sont moins précises, la population ayant travaillé 12 mois à temps plein en 1992 n'est qu'approximée, les enquêtes ne répondent pas toujours eux-mêmes à l'enquête ; par d'autres aspects, les enquêtes EMPLOI sont au contraire meilleures : en particulier, le taux de sondage y est nettement plus élevé, en moyenne d'environ 1 pour 300 contre 1 pour 1800 à 1900 pour FQP93 (soit 45 167 observations dans notre champ pour EMPLOI93 contre 7 707 pour FQP93.

Sensibilité des estimations au champ de l'étude :

Parfois, l'âge de fin d'études indiqué est inférieur à 6 ans, ou bien un code spécifique indique « sans formation » ; cela représente entre 0,1 et 1 % des effectifs du champ retenu (selon l'enquête). Nous avons alors forcé la durée de formation à 0. De même, lorsque l'âge au premier emploi indiqué est inférieur à 10 ans, ce qui est le cas pour 0,1 à 1,5% des effectifs du champ retenu (selon l'enquête), le début d'activité est forcé à 10 ans. Mais ces affectations comportent un certain arbitraire. Nous avons voulu mesurer l'effet provoqué en enlevant les individus concernés des données : il n'est pas toujours négligeable (Tableau A11). Dans le cas du rendement calculé à un « point fixe », la plus grande différence concerne les hommes du privé dans EMP98, le taux de rendement passant de 8,70 % à 7,33 % (soit 1,4 point) ; et il s'agit pourtant d'un nombre de personnes assez faible: 191 personnes supprimées sur 19068 (soit 64 994 en pondéré sur 6 274 538). Le rendement calculé aux durées moyennes présente une différence bien moindre : 10,02% au lieu de 9,78%.

L'effet est ici très important, et assez troublant : ainsi les estimateurs **peuvent** – ce n'est pas systématique – dépendre sensiblement de l'inclusion ou non, dans l'analyse, d'un petit nombre d'individus, le choix de les inclure ou non étant en grande partie conventionnel. Ce type de sensibilité purement empirique doit empêcher de commenter de façon trop détaillée des variations du même ordre de grandeur mais liées, elles, à des questions de fond (conceptuelles ou économétriques).

Enfin, les estimateurs sont sensiblement différents selon que l'on garde tout le champ retenu ou qu'on le restreint aux salariés dont le salaire est tel que $\ln(S)$ est dans l'intervalle $Moyenne(ln(S))\pm 3\sigma$ (Tableau A12). Cette moyenne et l'écart type, donc les bornes, ont été calculés globalement par enquête, avec pondération. Les différences de rendement, toujours à la baisse lorsque le champ est plus restreint, concernent nettement plus les hommes que les femmes, et les salariés du privé que ceux de la fonction publique, car c'est là que se trouvent les principales différences d'effectifs; cela reflète que ce sont surtout des salaires exceptionnellement élevés de quelques uns dans le champ retenu qui provoquent ces différences. Dans FQP64 par exemple, le rendement d'une année de formation calculé pour des durées de formation et d'expérience fixées respectivement à 10 et 20 ans passe de 12,72 % à 11,48 % (1,2 points d'écart, ce qui est très important) pour les hommes et de 12,45 % à 12,41 % pour les femmes.

Sensibilité au mode calcul du rendement moyen

La confrontation des tableaux A3 et A4 permet la comparaison des estimations du rendement moyen obtenu selon qu'il est calculé avec des durées moyennes de formation et d'expérience

dépendantes de chaque sous population de chaque enquête, ou qu'il l'est sur des durées stables, ici fixées conventionnellement à, respectivement, à 10 ans et 20 ans. Bien entendu pour les sous populations des enquêtés pour lesquelles ces moyennes de durées sont effectivement assez proches des valeurs 10 et 20 ans, les rendements estimés sont assez proches selon les deux modes de calcul : c'est le cas pour les enquêtes FQP70 et FQP77. Pour FQP64 ces estimations sont plus élevées au point fixe qu'aux durées moyennes calculées, la durée de formation de 10 ans étant plus élevée que la moyenne réelle. Pour les enquêtes plus récentes c'est l'inverse qui se produit.

Sensibilité à la pondération

Selon que l'on estime l'équation sur des données pondérées (pour tenir compte du taux de sondage et des non-réponses de chaque enquête) ou non, l'estimation du rendement moyen de la formation est différente, et cette différence est variable selon les sous-populations. La différence peut atteindre plus de 2 points pour certaines d'entre elles, comme c'est le cas pour le rendement calculé sur les salariés du privé dans FQP64 : 11,62 % avec pondération (Tableau A3), 14,33 % sans pondération (Tableau A13) pour le rendement calculé sur le salarié moyen. Pour le rendement calculé avec des durées fixées (10 et 20 ans), les différences sont moins grandes, atteignant tout de même parfois 1,5 points, comme c'est le cas pour les femmes de la fonction publique dans FQP64 (11,29 % avec pondération, 9,84 % sans pondération). L'effet est surtout sensible dans les enquêtes FQP, où le rendement mesuré avec pondération est plus faible que le rendement mesuré sans pondération. Ces deux constatations se comprennent bien dès que l'on se souvient que seules les enquêtes FQP sont effectuées sur échantillons stratifiés (entraînant des coefficients de pondération très variables) et que, dans cette stratification, les catégories sociales supérieures sont beaucoup plus sondées que les catégories populaires.

Les écarts de rendement sont donc, là encore, très importants, encore plus que pour d'autres raisons. Mais cette fois-ci ils ne doivent pas susciter d'inquiétude ou de scepticisme particulier. Car, ici, les deux solutions – avec ou sans coefficients de pondération – ne sont pas équivalentes ou choisies avec une forte dose de convention : il faut pondérer pour que l'échantillon utilisé soit représentatif de la population-mère, et nous pensons que les auteurs qui, dans les études précédentes n'ont pas pondéré les résultats des enquêtes FQP préalablement à leurs analyses économétriques, auraient dû le faire. La sensibilité mesurée ici l'est donc juste pour information, et le message qu'elle délivre n'a pas du tout la même signification que les précédents.

CONCLUSION

A nouveau, le simple modèle reliant le salaire aux durées de la formation et de l'expérience a montré sa fécondité : il est très explicatif et permet une description synthétique de la relation entre ces deux facteurs du capital humain et le salaire. L'expérience, rémunérée de 1 à 2 % par an, n'est pas ici que professionnelle : celle acquise, hors marché du travail, « par la vie » est également rémunérée, même si c'est moins. La formation est, elle, beaucoup plus rémunérée que l'expérience : de 9-9,5 % en moyenne par an au milieu des années soixante, 6-6,5 % aujourd'hui, du même ordre pour les hommes et les femmes, ceci au milieu de la vie active. La baisse s'est produite durant vingt ans (1965-85), tandis qu'au contraire la

rentabilité de la formation est stable dans l'économie française depuis vingt ans. Elle est plus proche, en particulier entre les entreprises et la fonction publique, qu'il y a 35 ans. Reste, cependant, que pour les hommes la rentabilité salariale de la formation est plus forte dans les entreprises, tandis que pour les femmes elle est analogue dans la fonction publique et les entreprises.

Bien entendu, ce type d'étude devrait être complété. Les deux compléments les plus urgents et nécessaires consistent :

- d'abord à remplacer dans le modèle la durée de formation par le diplôme pour tester le rôle spécifique du diplôme en plus de la durée sur le salaire
- ensuite à réinsérer cette étude dans une analyse plus globale qui, tenant compte à la fois du chômage et du salaire, permettra de conclure sur la rentabilité « économique » globale de la formation et de l'expérience, et pas uniquement sur leur rentabilité salariale.

Les autres compléments auxquels on peut songer, et que la littérature a assez souvent étudiés, en particulier à l'étranger, sont intéressants, mais la sensibilité des estimations du modèle simple à des choix purement empiriques est telle que l'apport de sophistications économétriques risque d'être, empiriquement, non pas plus important mais simplement du même ordre de grandeur que l'incertitude proprement empirique. Il faut donc se résoudre à ce que les estimations du rendement de la formation soient imprécises: celles qui ont été obtenues ici sur la rentabilité d'une année de formation sont à 0,5-1 point près, ce qui est une imprécision très élevée par rapport aux résultats obtenus de 6-6,5 et 9-9,5 %.

REFERENCES

Arestoff F. ,2001, Taux de rendement de l'éducation sur le marché du travail d'un pays en développement : une analyse microéconométrique, *Revue économique*, 52 (3).

Ashenfelter O. et Rouse C. ,1999, Schooling, Intelligence and Income in America: Cracks in the Bell curve, *Working papier n*° 6902, NBER.

Ashenfelter O., Harmon C. et Oosterbeck H., 2000, A Review of Estimation of the

Schooling/Earnings Relationship with Test for Publication Bias, *Working paper* n° 7457, NBER.

Baudelot C. et Glaude M.,1989, Les diplômes se dévaluent-ils en se multipliant ? *Economie et statistique*, n° 225, INSEE.

Bayet A.,1996, Carrières continues, carrières incomplètes et salaires, *Economie et statistique*, n° 299, INSEE.

Bils M. and Klenow P. J., 2000, Does Schooling Cause Growth?, *The American Economic Review*, volume 90, n° 5.

Boumahdi R. et Plassard JM. ,1992, Note à propos du caractère endogène de la variable éducation dans la fonction de gains, *Revue économique*, n° 43(1).

Bound J. et Solon G. ,1998, Double trouble: on the value of twins-based estimation of the return to Schooling, *Economics of Education Review*, 18 (2).

Card D., 2001, Estimating the return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems, *Econometrica*, vol 69,5.

Casaccia M. et Seroussi G., 2000, Séries longues sur les salaires, INSEE-Résultats, n° 735, INSEE.

Goux D. et Maurin E., 1994, Education, expérience et salaire, *Economie et prévision*, n° 116, ministère de l'Economie et des Finances, direction de la prévision.

Grasser B. et Rose J.,2000, L'expérience professionnelle, son acquisition et ses liens à la formation, *Formation-emploi*, n° 71, CEREQ.

Griliches Z. ,1977, Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems, *Econometrica*, 45.

Guillotin Y. et Sevestre P., 1994, Estimations de fonctions de gains sur données de panel : endogénéité du capital humain et effet de sélection, *Economie et prévision*, n° 116, ministère de l'Economie et des Finances, direction de la prévision.

Hanchane S. et Moullet S.,1997, Mesure et analyse des rendements éducatifs : le cas français, *document de travail du GREQAM*, n° 97B07.

Hanchane S. et Moullet S., 1999, Accumulation du capital humain et relation éducation-salaire, *document de travail du GREQAM*, n° 99C02.

Jarousse JP.et Mingat A. ,1986, Un réexamen du modèle de gains de Mincer, Revue économique, n° 6.

Degenne An., Lebeaux MO.et Vallet LA., 1998, Les données de l'enquête Formation/qualification professionnelle de 1964 sont de nouveau disponibles, LASMAS-Institut du longitudinal.

Legris B., Lollivier S., 1996, Le niveau de vie par génération, *Insee Première*, n° 423.

Lévy-Garboua L. ,1972, Une analyse économique de la distribution des revenus individuels, *thèse de doctorat de sciences économiques*, Université de Paris I.

Marchand O.et Thélot C. ,1997, Formation de la main-d'œuvre et capital humain en France depuis deux siècles, Les dossiers d'Education et Formations, n° 80, ministère de l'Education nationale.

Mincer J. ,1958,Investments in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*.

Mincer J., 1974, *Schooling, Experience and Earnings*, Columbia University press for NBER, New-York.

Plassard JM.et Tahar G., 1990, Théorie du salaire d'efficience et disparités non compensatrices : évaluation à partir de l'enquête FQP, *Economie et prévision*, n° 92-93, ministère de l'Economie et des Finances, direction de la prévision.

Riboud M., 1977, An analysis of Earnings distribution in France, *PhD*, Université de Chicago.

Riboud M., 1978, Accumulation du capital humain, Economica, Paris.

Rouse CE., 1998, Further estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins, *Economics of Education Review*, 18(2)

Sollogoub M. ,[1992, L'approche en termes de capital humain, *Travail et emploi* n° 54, ministère de l'Emploi.

ANNEXE

Tableau A1 Rapport entre le salaire moyen des très formés (20 ans de formation) et celui des très peu formés (4 ans de formation)

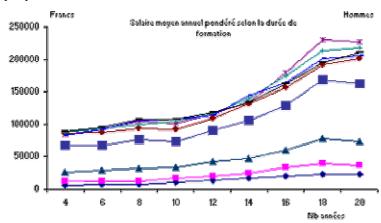
		Hommes	Femmes
	1964	3,42	3,65
Enquêtes	1970	3,08	2,71
FQP	1977	2,8	2,39
	1985	2,39	1,99
	1993	2,68	2,5
	1991	2,36	2,36
Enquêtes	1993	2,5	2,14
Emploi	1995	2,48	1,92
	1998	2,38	2,5

Source: INSEE

Rapports calculés à partir des salaires moyens estimés dans chaque enquête. Ce sont des salaires déclarés.

Champ: actifs au moment de l'enquête, salariés à temps complet durant les 12 mois précédant l'enquête (champ strict pour les enquêtes FQP, approximé pour les enquêtes emploi : cf. texte).





Graphique G1F

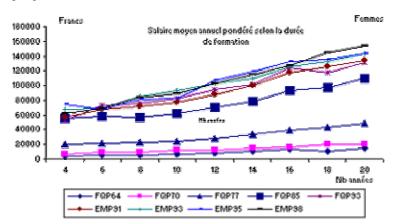


Tableau A2: Evolution du coefficient de détermination ajusté (R^2)

Pour application du modèle : $ln(S) = a_1d + a_2 d^2 + a_3 d^3 + b_1e + b_2e^2 + b_3e^3 + cde + constante$

				FQP	-			El	E	
		64	70	77	85	93	91	93	95	98
Tous	Tous	0,33	0,34	0,34	0,33	0,28	0,29	0,27	0,29	0,28
	Н	0,35	0,38	0,39	0,38	0,34	0,33	0,33	0,34	0,33
	F	0,35	0,3	0,3	0,31	0,26	0,29	0,24	0,29	0,26
Privé	Tous	0,3	0,32	0,36	0,34	0,28	0,29	0,28	0,29	0,26
	Н	0,32	0,37	0,41	0,39	0,36	0,33	0,35	0,34	0,31
	F	0,24	0,2	0,26	0,27	0,22	0,26	0,21	0,25	0,21
Fonction	Tous	0,37	0,4	0,32	0,33	0,3	0,32	0,28	0,3	0,3
Publique	Н	0,39	0,47	0,45	0,38	0,34	0,36	0,33	0,34	0,35
	F	0,44	0,4	0,27	0,33	0,3	0,33	0,28	0,31	0,3

Source :INSEE

Tableau A3 Rendement de la formation - Avec Pondération Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées

		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	Tous	11,11	10,62	9,63	8,71	8,97	8,58	8,56	8,81	8,79
	Н	11,82	11,5	10,73	9,83	9,97	9,28	9,27	9,25	9,25
	F	11,29	10,18	9,1	8,23	8,71	8,45	8,41	9,1	9,13
Français	Tous	11,17	10,97	9,88	8,95	9,12	8,74	8,68	8,95	8,92
	Н	12,03	11,98	11,11	10,13	10 ,18	9,56	9,5	9,49	9,51
	F	11,27	10,15	9,13	6,35	8,91	8,43	8,38	9,1	9,09
Privé	Tous	11,62	10,77	10,69	9,67	9,89	9,76	9,64	9,66	9,34
	Н	12,7	11,88	11,84	10,7	11	10,26	10,19	9,99	9,78
	F	10,03	8,67	8,79	8,63	8,61	9,43	9,32	9,77	9,49
Fonction	Tous	9,88	9,47	7,94	6,49	7,62	6,99	6,55	6,96	7,03
Publique	Н	9,94	10,18	8,3	6,99	7,81	7,19	6,8	7,11	7,11
	F	11,72	9,28	8,5	6,9	8,2	7,01	6,88	7,42	7,54

Tableau A4 Rendement de la formation- Avec Pondération Estimations pour 10 ans de formation et 20 ans d'expérience

		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	Tous	12,03	10,93	9,57	8,2	8,13	8,06	7,83	8,19	7,96
	Н	12,72	11,94	10,72	9,46	9,3	8,93	8,7	8,7	8,55
	F	12,45	10,52	9,23	7,85	8,01	8	8,15	9,07	8,86
Français	Tous	12,13	11,13	9,67	8,08	7,65	8,31	8,03	8,41	8,2
	Н	12,88	12,22	10,96	9,45	8,91	9,33	8,9	8,91	8,83
	F	12,54	10,4	9,14	7,77	7,74	8,08	8,5	9,28	9,08
Privé	Tous	13,45	11,86	11,08	9,33	9,03	9,11	8,62	8,78	7,99
	Н	14,29	12,85	12,19	10,5	10,28	9,79	9,37	9,23	8,7
	F	11,43	9,99	9,22	8,26	7,86	8,73	8,55	9,33	8,39
Fonction	Tous	9,51	9,29	7,39	5,97	6,5	6,3	5,95	6,14	6,58
Publique	Н	9,64	10,04	7,77	6,7	7,01	6,87	6,35	6,35	6,53
	F	11,29	9,3	8,26	6,59	7,09	6,65	6,95	7,35	8,02

Tableau A3 Rendement de la formation - Avec Pondération Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées

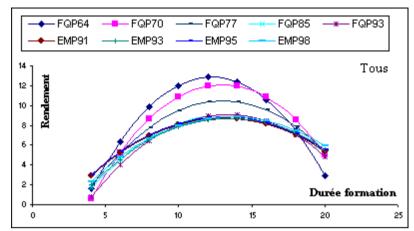
		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	Tous	11,11	10,62	9,63	8,71	8,97	8,58	8,56	8,81	8,79
	Н	11,82	11,5	10,73	9,83	9,97	9,28	9,27	9,25	9,25
	F	11,29	10,18	9,1	8,23	8,71	8,45	8,41	9,1	9,13
Français	Tous	11,17	10,97	9,88	8,95	9,12	8,74	8,68	8,95	8,92
	Н	12,03	11,98	11,11	10,13	10 ,18	9,56	9,5	9,49	9,51
	F	11,27	10,15	9,13	6,35	8,91	8,43	8,38	9,1	9,09
Privé	Tous	11,62	10,77	10,69	9,67	9,89	9,76	9,64	9,66	9,34
	Н	12,7	11,88	11,84	10,7	11	10,26	10,19	9,99	9,78
	F	10,03	8,67	8,79	8,63	8,61	9,43	9,32	9,77	9,49
Fonction	Tous	9,88	9,47	7,94	6,49	7,62	6,99	6,55	6,96	7,03
Publique	Н	9,94	10,18	8,3	6,99	7,81	7,19	6,8	7,11	7,11
	F	11,72	9,28	8,5	6,9	8,2	7,01	6,88	7,42	7,54

Tableau A4 Rendement de la formation- Avec Pondération Estimations pour 10 ans de formation et 20 ans d'expérience

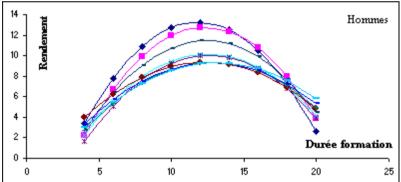
		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	Tous	12,03	10,93	9,57	8,2	8,13	8,06	7,83	8,19	7,96
	Н	12,72	11,94	10,72	9,46	9,3	8,93	8,7	8,7	8,55
	F	12,45	10,52	9,23	7,85	8,01	8	8,15	9,07	8,86
Français	Tous	12,13	11,13	9,67	8,08	7,65	8,31	8,03	8,41	8,2
	Н	12,88	12,22	10,96	9,45	8,91	9,33	8,9	8,91	8,83
	F	12,54	10,4	9,14	7,77	7,74	8,08	8,5	9,28	9,08
Privé	Tous	13,45	11,86	11,08	9,33	9,03	9,11	8,62	8,78	7,99
	Н	14,29	12,85	12,19	10,5	10,28	9,79	9,37	9,23	8,7
	F	11,43	9,99	9,22	8,26	7,86	8,73	8,55	9,33	8,39
Fonction	Tous	9,51	9,29	7,39	5,97	6,5	6,3	5,95	6,14	6,58
Publique	Н	9,64	10,04	7,77	6,7	7,01	6,87	6,35	6,35	6,53
	F	11,29	9,3	8,26	6,59	7,09	6,65	6,95	7,35	8,02

31

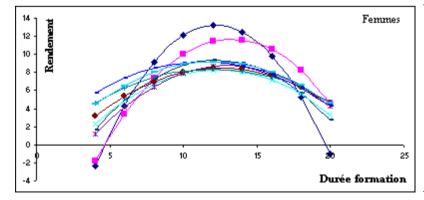
Tableau A5 Rendement d'une année supplémentaire de formation selon la durée de formation pour une durée d'expérience moyenne



d	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
4	1,58	0,63	1,89	1,67	0,84	2,95	2,03	2,99	2,35
6	6,39	5,2	5,26	4,53	4,02	5,21	4,56	5,29	4,8
8	9,87	8,63	7,79	6,71	6,44	6,92	6,5	7,02	6,67
10	12,02	10,9	9,48	8,19	8,09	8,06	7,83	8,18	7,97
12	12,86	12,03	10,34	8,98	8,97	8,64	8,57	8,78	8,71
14	12,37	12,01	10,36	9,08	9,09	8,67	8,71	8,82	8,87
16	10,56	10,84	9,55	8,49	8,43	8,13	8,26	8,28	8,46
18	7,42	8,52	7,9	7,2	7,01	7,03	7,21	7,18	7,48
20	2,97	5,05	5,42	5,22	4,82	5,37	5,56	5,52	5,93



1										
l	d	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
l	4	3,42	2,22	2,75	2,28	1,63	4	2,7	3,3	2,97
l	6	7,81	6,67	6,39	5,53	5,09	6,26	5,39	5,72	5,44
l	8	10,91	9,9	9,05	7,93	7,64	7,9	7,39	7,52	7,3
l	10	12,73	11,93	10,73	9,46	9,28	8,92	8,7	8,69	8,56
l	12	13,27	12,75	11,43	10,13	10,02	9,34	9,32	9,26	9,21
l	14	12,52	12,35	11,16	9,94	9,84	9,14	9,26	9,2	9,27
l	16	10,49	10,75	9,9	8,89	8,76	8,33	8,52	8,53	8,72
l	18	7,18	7,94	7,67	6,98	6,77	6,91	7,08	7,24	7,57
	20	2,58	3,91	4,45	4,2	3,87	4,87	4,96	5,33	5,82



										l
d	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98	
4	-2,35	-1,77	1,62	2,32	1,18	3,22	4,6	5,68	4,52	
6	4,32	3,41	4,91	4,83	4,16	5,38	6,25	7,34	6,54	
8	9,14	7,34	7,29	6,66	6,39	6,97	7,44	8,47	7,99	
10	12,09	10,02	8,78	7,8	7,89	7,99	8,16	9,08	8,87	
12	13,19	11,44	9,37	8,27	8,65	8,45	8,42	9,16	9,17	
14	12,42	11,62	9,06	8,05	8,67	8,33	8,2	8,72	8,9	
16	9,8	10,54	7,84	7,14	7,95	7,65	7,52	7,76	8,06	
18	5,31	8,21	5,73	5,56	6,49	6,4	6,38	6,28	6,65	
20	-1,03	4,63	2,72	3,29	4,3	4,58	4,76	4,27	4,66	l

 $Tableau\ A6: Rendement\ d'une\ année\ supplémentaire\ de\ formation\ selon\ la\ durée\ de\ formation\ pour\ une\ durée\ d'expérience\ nulle$

Tous

	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
4 ans	0,62	-0,09	0,50	1,65	0,09	3,07	1,98	3,31	1,86
6 ans	5,42	4,48	3,86	4,52	3,28	5,34	4,51	5,61	4,30
8 ans	8,90	7,91	6,39	6,69	5,70	7,04	6,44	7,34	6,18
10 ans	11,06	10,18	8,08	8,18	7,35	8,18	7,78	8,50	7,48
12 ans	11,89	11,31	8,94	8,97	8,23	8,77	8,52	9,10	8,21
14 ans	11,41	11,29	8,96	9,07	8,34	8,79	8,66	9,13	8,37
16 ans	9,60	10,12	8,15	8,47	7,69	8,25	8,21	8,60	7,96
18 ans	6,46	7,80	6,50	7,18	6,27	7,16	7,15	7,50	6,98
20 ans	2,01	4,33	4,02	5,20	4,08	5,50	5,51	5,84	5,43
moyenne	11,06	10,18	8,08	8,18	7,35	8,18	7,78	8,50	7,48

Hommes

1101111103									
	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
4 ans	3,21	2,57	1,70	2,32	1,12	4,63	2,99	3,64	2,71
6 ans	7,60	7,02	5,33	5,58	4,58	6,88	5,67	6,06	5,17
8 ans	10,70	10,26	7,99	7,97	7,13	8,52	7,67	7,85	7,03
10 ans	12,52	12,28	9,67	9,50	8,77	9,54	8,98	9,03	8,29
12 ans	13,06	13,10	10,38	10,17	9,50	9,96	9,61	9,59	8,95
14 ans	12,31	12,71	10,10	9,98	9,33	9,76	9,55	9,54	9,00
16 ans	10,28	11,10	8,84	8,93	8,25	8,95	8,80	8,86	8,46
18 ans	6,97	8,29	6,61	7,02	6,26	7,53	7,36	7,57	7,31
20 ans	2,37	4,27	3,39	4,25	3,36	5,50	5,25	5,66	5,55
moyenne	12,52	12,28	9,67	9,50	8,77	9,54	8,98	9,03	8,29

Femmes

1 CHIHICS									
	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
4 ans	-4,51	-4,02	-0,20	2,07	0,04	3,01	4,85	6,60	4,14
6 ans	2,17	1,16	3,09	4,58	3,02	5,17	6,50	8,26	6,16
8 ans	6,98	5,09	5,48	6,41	5,25	6,76	7,69	9,39	7,61
10 ans	9,94	7,77	6,97	7,56	6,75	7,78	8,41	10,00	8,49
12 ans	11,03	9,19	7,55	8,02	7,51	8,24	8,67	10,08	8,79
14 ans	10,27	9,37	7,24	7,80	7,53	8,13	8,45	9,64	8,53
16 ans	7,64	8,29	6,03	6,90	6,81	7,44	7,77	8,68	7,68
18 ans	3,16	5,96	3,92	5,31	5,35	6,19	6,63	7,20	6,27
20 ans	-3,18	2,38	0,90	3,05	3,15	4,37	5,01	5,19	
moyenne	9,94	7,77	6,97	7,56	6,75	7,78	8,41	10,00	8,49

Tableau A7 Rendement d'une année supplémentaire d'expérience selon la durée d'expérience et pour une durée de formation moyenne

Tous FQP64 FQP70 FQP77 FQP85 FQP93 EMP91 EMP93 EMP95 EMP98 5 ans 6,26 4,50 3,09 3,04 5,78 5,76 2,86 3,67 3,66 10 ans 3,89 4,04 3,86 2,70 2,57 2,89 3,36 2,63 2,81 15 ans 2,11 2,34 2,26 2,34 2,38 2,42 2,16 2,21 2,12 20 ans 1,13 0,92 1,20 1,56 2,00 1,68 1,66 1,64 1,61 25 ans 0,28 0,04 0,43 0,89 1,45 1,19 1,22 1,18 1,26 30 ans -0,23 -0,39 0,05 0,38 0,77 0,69 0,79 0,82 1,08 moyenne 1,18 1,10 1,45 1,82 2,10 1,82 1,78 1,61 1,55

Hommes

	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
5 ans	6,04	6,67	6,83	5,21	2,99	3,27	3,33	3,99	4,04
10 ans	4,13	4,36	4,49	3,88	3,03	2,87	2,86	3,21	3,16
15 ans	2,57	2,51	2,63	2,73	2,85	2,42	2,38	2,52	2,43
20 ans	1,34	1,11	1,25	1,77	2,45	1,92	1,88	1,91	1,86
25 ans	0,46	0,17	0,35	0,98	1,83	1,36	1,36	1,39	1,45
30 ans	-0,08	-0,32	-0,08	0,39	0,99	0,74	0,84	0,95	1,19
moyenne	1,10	0,98	1,21	1,87	2,50	2,06	2,01	1,85	1,78

Femmes

	FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
5 ans	3,77	4,51	3,84	3,38	2,11	2,48	2,39	3,02	2,87
10 ans	2,52	2,73	2,52	2,46	2,01	2,09	2,06	2,39	2,28
15 ans	1,49	1,35	1,48	1,70	1,80	1,70	1,73	1,85	1,80
20 ans	0,70	0,36	0,75	1,08	1,49	1,33	1,40	1,39	1,45
25 ans	0,15	-0,24	0,31	0,61	1,06	0,97	1,05	1,02	1,21
30 ans	-0,18	-0,45	0,16	0,28	0,53	0,63	0,70	0,73	1,09
moyenne	1,13	1,04	1,30	1,49	1,61	1,43	1,49	1,40	1,42

Tableau A8: Rendement d'une année supplémentaire de formation selon la durée de formation et l'année d'entrée dans la vie active

Tous									
v	10	20	30	40	50	60	70	80	90
4	6,6	5,7	4,9	4,1	3,3	2,4	1,6	0,8	0,0
6	9,5	8,7	7,8	7,0	6,2	5,4	4,5	3,7	2,9
8	11,7	10,9	10,1	9,2	8,4	7,6	6,8	5,9	5,1
10	13,2	12,4	11,6	10,8	9,9	9,1	8,3	7,5	6,6
12	14,1	13,2	12,4	11,6	10,8	9,9	9,1	8,3	7,5
14	14,2	13,4	12,5	11,7	10,9	10,1	9,2	8,4	7,6
16	13,6	12,8	12,0	11,1	10,3	9,5	8,7	7,8	7,0
18	12,3	11,5	10,7	9,9	9,0	8,2	7,4	6,5	5,7
20	10,3	9,5	8,7	7,9	7,0	6,2	5,4	4,6	3,7
Hommes	3								
v	10	20	30	40	50	60	70	80	90
4	7,3	6,5	5,7	4,9	4,1	3,3	2,4	1,6	0,8
6	10,3	9,5	8,7	7,9	7,1	6,3	5,5	4,7	3,9
8	12,6	11,8	11,0	10,2	9,4	8,5	7,7	6,9	6,1
10	14,0	13,2	12,4	11,6	10,8	10,0	9,2	8,4	7,6
12	14,7	13,9	13,1	12,3	11,5	10,7	9,9	9,1	8,3
14	14,6	13,8	13,0	12,2	11,4	10,6	9,8	9,0	8,2
16	13,7	12,9	12,1	11,3	10,5	9,7	8,9	8,1	7,3
18	12,0	11,2	10,4	9,6	8,8	8,0	7,2	6,4	5,6
20	9,5	8,7	7,9	7,1	6,3	5,5	4,7	3,9	3,1
Femmes									
v	10	20	30	40	50	60	70	80	90
4	6,1	5,4	4,8	4,2	3,6	2,9	2,3	1,7	1,1
6	8,7	8,1	7,5	6,9	6,2	5,6	5,0	4,4	3,7
8	10,7	10,1	9,5	8,8	8,2	7,6	7,0	6,3	5,7
10	12,0	11,4	10,8	10,2	9,5	8,9	8,3	7,7	7,0
12	12,7	12,0	11,4	10,8	10,2	9,6	8,9	8,3	7,7
14	12,6	12,0	11,4	10,8	10,1	9,5	8,9	8,3	7,7
16	11,9	11,3	10,7	10,1	9,4	8,8	8,2	7,6	7,0
18	10,6	9,9	9,3	8,7	8,1	7,5	6,8	6,2	5,6
20	8,5	7,9	7,3	6,7	6,0	5,4	4,8	4,2	3,5

Tableau A9 : Année à partir de laquelle le salaire d'embauche (c'est-à-dire pour une expérience nulle) diminue Selon la durée de formation

Durée de formation	Tous	Hommes	Femmes
4	90,8	85,6	89,8
6	89,5	84,6	88,8
8	88,3	83,7	87,9
10	87,0	82,8	86,9
12	85,9	81,9	86,0
14	84,7	81,0	85,1
16	83,5	80,1	84,2
18	82,4	79,2	83,3
20	81,3	78,4	82,5

Tableau A10 - RENDEMENT moyen d'une année supplémentaire de formation pour une expérience de durée moyenne – Comparaison des 3 variantes

pour une e	Aperience de	daree m	, , , , , ,	compara	Son des 5	, 41141144	<u> </u>						
		VAR	IANTE 1		En %	VARIA	NTE 2		En %	VARIANTE 3			En %
		FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93
Tous	2 sexes	10,62	9,63	8,71	8,97	10,30	9,38	8,77	9,41	10,46	9,55	8,88	9,45
	Hommes	11,50	10,73	9,83	9,97	10,75	9,87	9,43	10,08	11,03	10,16	9,64	10,18
	Femmes	10,18	9,10	8,23	8,71	9,78	8,70	7,99	8,70	9,85	8,77	8,05	8,77
Français	2 sexes	10,97	9,88	8,95	9,12	10,63	9,71	9,10	9,56	10,80	9,87	9,19	9,59
	Hommes	11,98	11,11	10,13	10,18	11,17	10,30	9,86	10,27	11,45	10,58	10,05	10,36
	Femmes	10,15	9,13	8,35	8,91	9,74	8,71	8,14	8,93	9,82	8,78	8,18	9,00
Privé	2 sexes	10,77	10,69	9,67	9,89	10,47	9,82	9,51	10,33	10,74	10,21	9,75	10,46
	Hommes	11,88	11,84	10,70	11,00	11,12	10,18	9,87	11,00	11,49	10,72	10,22	11,19
	Femmes	8,67	8,79	8,63	8,61	8,18	8,00	8,32	8,65	8,33	8,16	8,43	8,75
Fonction	2 sexes	9,47	7,94	6,49	7,62	9,51	8,16	6,66	7,77	9,52	8,16	6,67	7,77
Publique	Hommes	10,18	8,30	6,99	7,81	9,98	8,31	7,06	7,90	10,03	8,33	7,09	7,90
	Femmes	9,28	8,50	6,90	8,20	9,29	8,43	6,72	8,13	9,30	8,46	6,77	8,17

Tableau A11 Rendement de la formation Avec pondération - Estimations pour 10 ans de formation et 20 ans d'expérience - Sans les "Sans formation" ni les ""Débuts d'activité avant 10 ans"

		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	2 sexes	11,99	10,95	9,50	8,06	7,70	7,62	7,30	7,59	7,11
	Hommes	12,69	11,97	10,68	9,25	8,77	8,37	8,06	8,09	7,58
	Femmes	12,50	10,53	9,15	7,88	7,96	8,53	8,56	9,13	8,96
Français	2 sexes	12,09	11,14	9,61	7,89	6,99	7,87	7,51	7,72	6,91
	Hommes	12,84	12,28	10,96	9,16	7,97	8,82	8,42	8,44	7,51
	Femmes	12,63	10,40	9,07	7,78	7,87	8,72	8,90	9,38	8,86
Privé	2 sexes	13,42	11,91	11,27	9,28	8,35	8,34	7,73	7,74	6,73
	Hommes	14,25	12,90	12,35	10,39	9,32	8,97	8,50	8,30	7,33
	Femmes	11,39	9,98	9,38	8,25	7,82	8,69	8,42	8,81	8,20
Fonction	2 sexes	9,58	9,56	7,30	5,78	6,91	6,50	5,96	6,30	6,26
Publique	Hommes	9,90	10,49	7,71	6,73	8,30	6,99	6,19	6,23	6,46
	Femmes	11,30	9,57	8,25	6,36	6,99	7,73	7,61	8,22	7,88

Tableau A12 Rendement de la formation - Avec pondération - Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées. Sans les valeurs de Ln(S) hors intervalle [moyenne $\pm 3\sigma$]

		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	Tous	10,39	9,9	8,79	8,01	8,45	8,07	8,18	8,41	8,34
	Н	10,77	10,39	9,63	8,9	9,41	8,65	8,8	8,88	8 ,70
	F	11,26	10,28	8,73	7,97	8,25	8,21	8,26	8,69	8,82
Français	Tous	10,46	10,27	9	8,2	8,64	8,23	8,29	8,56	8,49
	Н	11	10,84	9,96	9,14	9,68	8,92	9	9,14	8 ,99
	F	11,25	10,33	8,77	8,06	8,49	8,19	8,24	8,69	8,79
Privé	Tous	10,49	10,17	9,66	8,55	9,32	9,1	9,11	9,1	8,76
	Н	11,18	10,78	10,62	9,36	10,33	9,53	9,59	9,49	9,1
	F	10,02	9,57	8,39	8,19	8,35	9,07	9,11	9,21	9,22
Fonction	Tous	9,58	9,31	7,48	6,53	7,34	6,74	6,52	6,87	6,83
Publique	Н	9,46	9,72	8,09	7,08	7,76	6,9	6,74	7,03	6,91
	F	11,67	9,5	7,64	6,87	7,66	7,14	6,93	7,32	7,35

Tableau A13 Rendement de la formation Sans pondération –

Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées.

		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	2 sexes	12.23	12.24	10.48	9.39	8.75	8.71	8.64	8.76	8.70
	Hommes	12.80	13.05	11.41	10.40	9.64	9.32	9.31	9.21	9.22
	Femmes	11.80	10.66	9.69	8.68	8.82	8.45	8.32	8.92	8.95
Français	2 sexes	12.24	12.46	10.61	9.57	9.02	8.75	8.67	8.83	8.78
	Hommes	12.85	13.32	11.62	10.59	10.00	9.45	9.47	9.40	9.42
	Femmes	11.82	10.73	9.64	8.76	9.04	8.39	8.20	8.90	8.93
Privé	2 sexes	14.33	12.92	11.94	10.85	9.31	10.30	10.24	9.83	9.53
	Hommes	14.68	13.58	12.82	11.72	10.36	10.67	10.67	10.15	9.99
	Femmes	11.00	9.67	9.69	9.34	8.52	9.71	9.50	9.53	9.31
Fonction	2 sexes	9.22	10.12	8.44	6.79	7.68	6.96	6.48	6.83	6.85
Publique	Hommes	9.85	11.08	8.78	7.19	7.70	7.15	6.77	7.00	6.97
	Femmes	9.88	9.06	8.68	7.04	8.32	7.25	6.83	7.34	7.59

Tableau A14 Rendement de la formation calculé avec les seuls paramètres significatifs au seuil de 5% Avec pondération - Estimations pour les moyennes de durées de formation et d'expérience calculées.

11100 ponderation					res de ron		a chiperio	ree earear		
		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
Tous	2 sexes	11.11	10.62	9.63	8.71	8.97	8.74	8.72	8.90	8.82
	Hommes	11.82	11.51	10.73	9.83	10.01	9.34	9.39	9.32	9.31
	Femmes	11.29	10.18	9.10	8.23	8.71	8.42	8.32	9.07	9.03
Français	2 sexes	11.17	10.97	9.88	8.95	9.14	8.79	8.77	8.95	8.93
	Hommes	12.04	11.98	11.11	10.13	10.20	9.48	9.57	9.57	9.53
	Femmes	11.27	10.15	9.13	8.35	8.92	8.28	8.24	8.99	9.10
Privé	2 sexes	11.62	10.77	10.69	9.67	9.88	10.30	10.32	10.03	9.70
	Hommes	12.71	11.88	11.84	10.70	11.05	10.72	10.76	10.30	10.08
	Femmes	10.00	8.67	8.79	8.64	8.54	9.66	9.56	9.81	9.58
Fonction Publique	2 sexes	9.85	9.43	7.94	6.42	7.63	6.96	6.56	6.85	6.90
	Hommes	9.95	10.25	8.30	6.99	7.49	7.27	6.72	7.05	7.11
	Femmes	11.72	9.06	8.50	6.90	7.81	7.22	6.81	7.46	7.74

Tableau A15 Effectifs observés

Nombre d'obser- vations		FQP64	FQP70	FQP77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
	T	13646	19601	20835	19099	7707	42600	45167	44900	43080
Tous	Н	9503	14648	14018	12537	4751	26486	27998	27859	26950
	F	4143	4953	6817	6562	2956	16114	17169	17041	16130
ъ	T	13221	18317	19286	17787	7129	39895	42136	41733	40211
Français de naissance	Н	9195	13581	12814	11557	4348	24452	25792	25602	24886
naissance	F	4026	4736	6472	6230	2781	15443	16344	16131	15325
	T	8629	13871	13572	11444	4822	27697	29201	29036	28191
Privé	Н	6194	10748	9667	7998	3173	18531	19487	19454	19068
	F	2435	3123	3905	3446	1649	9166	9714	9582	9123
ъ.	T	3584	4046	5129	5586	2175	11193	12723	12898	11985
Fonction publique	Н	2223	2552	2735	2944	1046	5674	6539	6633	6175
paorique	F	1361	1494	2394	2642	1129	5519	6184	6265	5810

Tableau A16 Effectifs pondérés

Tableau A16	Effectils	onucies								
Effectifs pondérés		FQP64	PQP70	PFQ77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
	T	11133200	11497922	13607008	13713031	14453760	14292103	14339156	14095715	14139569
Tous	Н	7195000	7836503	8846446	8621374	8904351	8952856	8944951	8785655	8893355
	F	3938200	3661419	4760562	5091657	5549409	5339247	5394205	5310060	5246214
P : 1	T	10729200	10514658	12390924	12568378	13359435	13371701	13324435	13028906	13133872
Français de naissance	Н	6927200	7050255	7901790	7797196	8152577	8260904	8204444	8025645	8170477
naissance	F	3802000	3464403	4489134	4771182	5206858	5110797	5119991	5003261	4963395
	T	7964400	8184364	9140484	8475887	9092413	9300229	9304857	9141783	9257457
Privé	Н	5193800	5777425	6275769	5655601	5963333	6253603	6235577	6139376	6274538
	F	2770600	2406939	2864715	2820286	3129080	3046626	3069280	3002407	2982919
ъ .:	T	2003400	2314943	3105351	3789500	4041459	3741113	3995726	4000943	3892950
Fonction publique	Н	1158600	1311187	1578464	1893117	1962309	1922687	2073735	2071889	2031310
paonque	F	844800	1003756	1526887	1896383	2079150	1818426	1921991	1929054	1861640

Tableau A17 Salaires annuels moyens pondérés

Salaires annuels moyens pondérés		FQP64	FQP70	FPQ77	FQP85	FQP93	EMP91	EMP93	EMP95	EMP98
F courants		(1962)	(1969)	(1976)	(1984)	(1992)	(1990)	(1992)	(1994)	(1997)
		8568	15106	35428	82528	116934	105268	119515	121242	121906
Tous	Н	9748	16621	39230	89747	127918	113646	125921	127249	129111
	F	6411	11863	28362	70304	97902	91220	108892	111300	109692
		8569	15258	35941	83587	117565	106083	120661	121976	122739
Français de naissance	Н	9751	16936	40121	91244	129731	114903	127250	128500	130227
	F	6414	11841	28582	71072	98515	91826	110099	111508	110412
		8227	14658	34267	78310	112577	104338	119131	116497	117510
Privé	Н	9549	16329	38172	85292	123243	112394	124910	121671	124859
	F	5747	10646	25712	64308	92248	87800	107389	105918	102049
		9942	16474	36014	83614	113497	104916	118388	128372	128941
Fonction publique	Н	11050	18136	39951	91238	125212	113396	125212	138123	136776
	F	8422	14302	31943	76002	102438	95949	111024	117899	120391

L'année figurant en-dessous de l'enquête est celle sur laquelle le salaire déclaré est censé porter. Pour les enquêtes Emploi, il s'agit d'une approximation (cf. texte)