

# CREDOC

---

## LES PROFILS AGE-GAINS CORRESPONDANT A QUELQUES FORMATIONS-TYPE EN FRANCE

Sou1973-2468

Les Profils âge - gain  
correspondant à quelques  
formations-type en France / L.  
Lévy-Garboua. (Juin 1973).



1973

CREDOC-Bibliothèque



CENTRE DE RECHERCHES ET DE DOCUMENTATION SUR LA CONSOMMATION  
45, BOULEVARD DE LA GARE - 75634 PARIS CEDEX 13 TEL.: 707-97-59

R107(2)

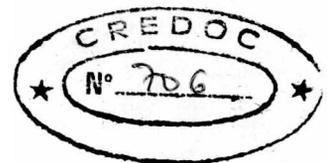
7\*

CREDOC  
BIBLIOTHÈQUE

CENTRE DE RECHERCHE ET DE DOCUMENTATION  
SUR LA CONSOMMATION

LES PROFILS AGE - GAIN  
CORRESPONDANT A QUELQUES FORMATIONS-TYPES EN FRANCE

---



LES PROFILS AGE-GAINS  
CORRESPONDANT A QUELQUES FORMATIONS-TYPE EN FRANCE (\*)



L'estimation des profils âge-gains correspondant à quelques formations-type est le point de départ obligé d'une étude des rendements de l'éducation en France. Elle fournit aussi un élément d'appréciation de la distribution des revenus qui viendra combler partiellement une lacune des statistiques publiées à ce jour et une information qui intéresse concrètement les diplômés ... et les autres.

Dans un précédent ouvrage, nous avons exposé les bases théoriques de cette étude<sup>(1)</sup> et testé l'adéquation d'un modèle de capital humain aux salaires d'un large échantillon de Français âgés de 14 à 44 ans tiré de la première enquête INSEE sur la Formation et la Qualification Professionnelle<sup>(2)</sup> (1964). Il importait en effet de vérifier que la comparaison de profils âge-gains correspondant à des formations différentes permettrait bien d'attribuer surtout à l'investissement humain plutôt qu'à d'autres facteurs qui lui sont positivement corrélés la variation des revenus professionnels. Les tests que nous avons menés nous ont

---

(\*) Cette étude a nécessité une exploitation particulière de plusieurs enquêtes possédées respectivement par le CREP, l'INSEE et le LEST. Elle n'aurait donc jamais pu être menée à bien sans la coopération de ces organismes qui sont ici vivement remerciés. Andrée George m'a aidé à constituer un sous-fichier de l'enquête CREP-Médecins dont elle avait déjà réalisé l'exploitation principale. Claude Thélot m'a fourni gracieusement plusieurs tableaux correspondant aux besoins de cette étude dans l'enquête F.Q.P. (1971), dont il dirige lui-même l'exploitation à l'INSEE. J'ai bénéficié des moyens informatiques du LEST et de la collaboration précieuse de Guy Roustang pour l'exploitation des deux enquêtes FASFID (1967 et 1971). Enfin, je tiens à remercier M. K.N'Guyen et Mme G. Maillard qui ont réalisé les calculs.

(1) L. Lévy-Garboua, "Une analyse économique de la distribution des revenus individuels", Thèse pour le Doctorat ès-Sciences Economiques, Université de Paris I-Panthéon, Déc. 1972, pp. 248-58, 278-86.

(2) Op. cit., Chapitres 4 et 5, pp. 239-386, et Annexes, pp. 559-601.

autorisé à conclure à la signification statistique d'un effet net de l'enseignement sur les salaires, compte tenu de l'âge ou de l'expérience professionnelle, du sexe, de l'origine sociale, du retard scolaire, de la mobilité professionnelle et du temps consacré à la formation post-scolaire. Et bien que nous n'ayons pu saisir directement les capacités innées ou le milieu familial, plusieurs analyses ont suggéré que leur influence n'éclipsait nullement celle de l'éducation formelle<sup>(1)</sup>. Cependant, pour significative que soit la comparaison de profils âge-gains pour différents types de formation, elle est apparue insuffisante dans la mesure où le sexe et l'origine sociale créent en France des groupes non compétitifs indépendamment du niveau et de la filière d'enseignement. Enfin, il est probable que la nationalité constitue un troisième critère de discrimination professionnelle, mais ceci n'a pu être testé au cours des recherches précédentes<sup>(2)</sup>. Aussi, chaque fois que ce sera possible, les profils âge-gains correspondant à une formation seront établis pour les Français seulement, en distinguant les sexes et, parfois, l'origine sociale. Les recensements français de la population n'indiquant pas les revenus individuels, il nous faudra recourir aux données de plusieurs enquêtes dont la comparabilité n'est pas entièrement garantie. Néanmoins, nous n'avons vu aucune raison de supposer que certains résultats présentaient un biais systématique par rapport aux autres<sup>(3)</sup>. Dans cette étude, les profils âge-gains seront donc estimés directement à partir de trois sources :

- (i) l'enquête CREP-Médecins (1966-1967), pour les revenus professionnels des médecins généralistes en 1967 ;
- (ii) les deux dernières enquêtes de la FASFID (1967 et 1971), pour les gains des anciens élèves diplômés de l'Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers et de l'Ecole Centrale de Paris en 1966 et 1970 ;
- (iii) la deuxième enquête INSEE sur la Formation et la Qualification Professionnelle, dite FQP (1970), pour les salaires des personnes ayant reçu diverses formations de niveaux primaire, secondaire ou supérieur en 1969.

---

(1) Op. cit., pp. 323-31

(2) Op. cit., p. 245

(3) Le fait que le revenu imposable des ménages en 1965 soit sous-estimé de 10 % environ pour tous les groupes socio-professionnels salariés (sauf les salariés agricoles) semble corroborer cette hypothèse (Voir H. Roze, "Prestations sociales, impôt direct et échelle des revenus", Economie et Statistique, 20, Fév. 1971, p. 5).

Toutes ces enquêtes ont eu lieu au cours d'une période de quatre ans ; on ne devrait donc pas commettre une erreur importante en déduisant les profils âge-gains pour l'année 1970 de ceux qui auront été calculés en 1967 et 1969 par de simples affinités. L'emploi de cette procédure postule que tous les âges ont également bénéficié de la croissance des revenus en termes relatifs. Ainsi, tous les gains estimés en 1969 dans l'enquête FQP ont été multipliés par 1,102, conformément au taux moyen d'accroissement des salaires entre 1969 et 1970 fourni par les enquêtes trimestrielles du Ministère du Travail<sup>(1)</sup> ; en outre, on a évalué à 6,6 % la croissance annuelle des revenus professionnels nets des médecins généralistes entre 1967 et 1970<sup>(2)</sup>, reproduisant l'évolution saisie à partir des données fiscales entre 1966 et 1969<sup>(3)</sup>. Toutefois, la comparaison des résultats des deux enquêtes FASFID suggère que les gains ont pu augmenter relativement plus vite dans les premières tranches d'âge entre 1966 et 1970 : la méthode suivie conduirait donc à une légère sous-estimation de la rentabilité des formations appréhendées par les enquêtes FQP et CREP.

La procédure générale d'estimation des profils âge-gains sera exposée dans la Section 1, et les résultats détaillés seront présentés dans la Section 2. Aux profils bruts redressés, on adjoindra une analyse multivariée des honoraires nets des médecins généralistes conventionnés exerçant en pratique libérale et des revenus professionnels des anciens élèves diplômés de l'Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers et de l'Ecole Centrale de Paris.

- 
- (1) Les accroissements mesurés de cette manière paraissent en effet très proches de ceux mesurés par les enquêtes fiscales annuelles de l'INSEE (Déclarations 2460) sur moyenne période. (Voir N. Chabanas, S. Volkoff, "Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 1969", Collections de l'INSEE, M 20, p. 47). En outre, ces dernières enquêtes indiquent les salaires nets des personnes employées à temps complet, comme nos propres estimations, éliminant pratiquement ainsi l'effet des variations conjoncturelles de l'activité.
- (2) Les gains estimés dans l'enquête CREP en 1967 ont donc été multipliés par :  $(1,066)^3 = 1,211$ .
- (3) A. Foulon, S. Sandier, "Etude économique de l'activité des médecins", Consommation, n° 3, Juil.-Sept. 1971, Tabl. 15, p. 70.

## SECTION 1 - LA PROCEDURE GENERALE D'ESTIMATION DES PROFILS AGE-GAINS

### 1° - La mesure des gains

Les gains mesurés ici sont les revenus de l'activité salariée ou indépendante nets du coût d'opportunité de la formation post-scolaire (formelle ou sur le tas), des dépenses professionnelles courantes et de la dépréciation du capital physique productif possédé par l'individu. Dans la plupart des cas, ils seront mesurés par les salaires nets des cotisations sociales (à la charge des employés), comme il est d'usage courant de le faire en France. Nos estimations ne permettent donc pas d'apprécier le rendement social de l'éducation, car elles devraient alors être augmentées des prélèvements obligatoires supportés conjointement par le salarié et son entreprise<sup>(1)</sup>.

Les revenus de l'activité incluent toutes les rémunérations perçues au cours d'une année à titre principal et secondaire, y compris les primes, avantages en espèces et avantages en nature<sup>(2)</sup>. Toutefois, dans l'enquête FQP (1970), les salaires annuels nets déclarés ont été ramenés à une année effective de travail à temps complet, et enregistrés seulement pour ceux qui ont exercé en 1969 une activité à temps complet pendant au moins une partie de l'année. En normalisant ainsi les périodes de travail, on rend les données comparables à celles qui sont tirées de l'exploitation annuelle des déclarations fiscales 2460 par l'INSEE ; et l'on s'autorise à étudier les différences de salaires qui sont dues à une discrimination contre les femmes, dont le taux d'activité est inférieur à celui des hommes. En contrepartie, les gains ainsi estimés devront être corrigés pour tenir compte du chômage normal suivant la formation et l'âge.

---

(1) Les gains avant cotisations sociales sont présentés en annexe.

(2) Dans les enquêtes FASFID, les avantages en nature ont été évalués sur les bases indiquées par l'INSEE en 1966 et 1970 (voir I.D., n° 34, Mars 1968, p. 37 ; et I.D., n° 47, Nov. 1971, p. 47). Les éléments du traitement ont été obtenus en multipliant par 12 le net mensuel perçu au mois de Janvier 1967 ou 1971. En 1971, les gains annuels supérieurs à 120 000 F pouvaient être plafonnés à ce montant. Les travaux effectués a posteriori par l'INSEE ayant indiqué que le revenu moyen de cette catégorie devait s'élever à 165 000 F. environ, c'est ce chiffre qui a été retenu pour le calcul des moyennes à tous les âges, sans qu'on puisse tenir compte de sa variation en fonction de l'âge.

## 2° - Le choix des tranches d'âge

Bien que les gains soient une fonction continue de l'âge, l'imprécision et la variabilité des données conduisent à les estimer par une fonction en escalier. Pour des raisons de commodité, il faut que le choix des tranches d'âge soit identique pour toutes les formations. Si l'on spécifie que les profils âge-gains sont établis pour analyser la rentabilité économique de l'éducation, on conçoit qu'il existe une suite d'intervalles fixes meilleurs que les autres du double point de vue du problème posé et de la signification statistique.

Supposons en effet qu'un individu perçoive des gains nets  $Y_n$  et  $Y_{n+1}$  au cours de deux périodes consécutives. En les regroupant, on admet que le profil  $(\bar{Y}, \bar{Y})$  procure le même revenu actualisé (au taux  $r$ ) que le profil vrai  $(Y_n, Y_{n+1})$ , en appelant  $\bar{Y}$  la moyenne arithmétique des gains. En fait :

$$\left( \frac{\bar{Y}}{(1+r)^n} + \frac{\bar{Y}}{(1+r)^{n+1}} \right) - \left( \frac{Y_n}{(1+r)^n} + \frac{Y_{n+1}}{(1+r)^{n+1}} \right) = \frac{r}{(1+r)^{n+1}} \frac{Y_{n+1} - Y_n}{2}$$

Autrement dit, le regroupement de plusieurs âges consécutifs entraîne une surestimation de la rentabilité de la formation au début de la vie active et une sous-estimation à la fin, lorsque les revenus décroissent. Le biais total sera très faible si  $\frac{|Y_{n+1} - Y_n|}{(1+r)^{n+1}}$  est du même ordre de grandeur que  $\frac{|Y_2 - Y_1|}{1+r}$ , ce qui implique que les tranches d'âge consécutives soient de plus en plus larges et d'autant plus que le taux de variation des gains se réduit davantage. Par ailleurs, il existe de bonnes raisons de regrouper deux âges consécutifs dans les premières tranches correspondant à l'entrée des jeunes de toutes formations dans la vie active (redoublement des études, service militaire, fluctuations d'échantillonnage). En définitive, on choisira des intervalles bi-annuels aux âges scolaires (16-17, 18-19, 20-21), un intervalle de trois ans aux âges universitaires (22-24), puis des intervalles successifs de cinq ans. Dans l'enquête FQP, la dernière tranche sera 60 ans et plus, alors qu'avec les deux autres sources, on distinguera 60-64 ans de 65-69 ans.

L'âge indiqué est celui qui a été atteint au cours de l'année de perception des revenus, ou encore le nombre d'années révolues au 1er Janvier suivant.

3° - Le calcul des gains moyens d'une cohorte par tranche d'âge :

En général, le revenu correspondant à une classe d'âge est pris égal à la moyenne constatée sur l'échantillon pour cette classe. Même si le sondage a été stratifié selon l'âge, comme cela s'est produit pour les trois sources utilisées, les effectifs observés aux âges successifs varient parfois assez fortement pour que la moyenne de la classe se rapproche systématiquement de celle de la génération sur-représentée. Ce phénomène peut être dû à trois causes :

- un effet de génération (e.g. il n'y a pas eu de promotion de l'Ecole Centrale de Paris en 1940) ;
- des fluctuations aléatoires d'échantillonnage (importantes dans l'enquête CREP qui porte sur un échantillon de 236 médecins généralistes seulement) ;
- la pondération utilisée pour redresser les estimations (c'est sans doute l'effet principal dans l'enquête FQP où les poids individuels varient entre 1 et 10 environ).

C'est pourquoi, pour déterminer les gains moyens d'une cohorte, il est préférable de calculer la moyenne arithmétique des gains qui correspondent aux âges successifs d'une même tranche plutôt que la moyenne pondérée usuelle. La méthode que nous préconisons est particulièrement souhaitable dans les premières tranches d'âge pour lesquelles les revenus croissent très vite. Au contraire, nous avons préféré estimer les gains moyens correspondant à la dernière tranche (ouverte à droite) et à la première (ouverte à gauche) en calculant une moyenne pondérée, soit parce que les gains ne dépendent pratiquement pas de l'âge à l'intérieur de la classe, soit parce que la variabilité des effectifs (des poids) y revêt une signification incontestable.

Les tranches d'âge intermédiaires (de 25 à 59 ans) méritent une solution intermédiaire parce que le résidu aléatoire qui affecte l'estimation du revenu moyen à des âges successifs est parfois du même ordre de grandeur que l'accroissement moyen de ce dernier. On a donc commencé par lisser les gains moyens fournis au départ âge par âge, en calculant une moyenne mobile sur

trois ou cinq ans<sup>(1)</sup>, selon l'importance des effectifs. Les opérations ont été conduites sur les données pondérées pour augmenter la qualité de l'estimation. On a ensuite évalué les moyennes arithmétiques des gains lissés sur les tranches d'âge quinquennales qui ont été choisies.

#### 4° - Les profils âge-gains redressés :

Les profils âge-gains estimés par la procédure qui vient d'être décrite sont corrigés de certains biais statistiques inhérents aux données d'enquête. Mais ils peuvent encore être redressés pour tenir compte de biais économiques ou d'effets externes de l'éducation.

La conjoncture ayant été normale en 1970, il n'y avait pas lieu de rectifier systématiquement nos estimations. Dans cette étude, les données seront seulement redressées du sous-emploi normal<sup>(2)</sup> (enquête FQP) et des probabilités de survie<sup>(3)</sup> (les trois enquêtes), de manière à simuler plus complètement les

- 
- (1) Il n'a pas semblé opportun de donner moins d'importance aux âges les plus éloignés de la valeur centrale. Cela aurait compliqué des calculs déjà lourds sans modifier beaucoup les résultats.
- (2) Le sous-emploi normal a été estimé séparément pour les deux sexes et quatre tranches d'âge en référence à la situation moyenne observée sur trois années (1968, 1969, 1970). La notion d'activité choisie est celle (la plus restrictive) qui est retenue dans les Recensements, car nous ne sommes pas ici concerné par le travail occasionnel. On a supposé que les chômeurs de un an et plus ont des gains annuels nuls et que les autres chômeurs reçoivent, quand ils travaillent, les mêmes salaires que les personnes employées de la même catégorie. R. Pohl (INSEE) nous a aimablement communiqué un tableau encore inédit tiré de l'enquête Emploi 1971 et qui indique la répartition à cette date de la population disponible à la recherche d'un emploi suivant le niveau de diplôme obtenu et déclaré. Ces données ont été rendues homogènes aux précédentes et combinées à elles selon une méthode qui sera décrite en annexe. Somme toute, le redressement ne dépasse guère 1 %.
- (3) On a retenu ici les probabilités moyennes de survie pour un vivant à 15 ans par sexe et tranche d'âge calculées sur la période 1960-1969 où elles ont très peu varié. (Cf. Annuaire Statistique de la France, INSEE 1972, Tabl. XIV, p. 34). Celles-ci ont été appliquées à toutes les formations entre 15 et 34 ans. Entre 35 et 70 ans, on a utilisé les tables de survie masculine ajustées par G. Calot et M. Febvay sur les observations qu'ils ont rassemblées entre 1955 et 1960 pour plusieurs catégories socio-professionnelles (Voir "La mortalité différentielle selon le milieu social", Etudes et Conjoncture, n° 11, Nov. 1965). On a enfin déduit une correspondance approchée entre CS et niveau de diplôme obtenu des résultats du Recensement de 1968 concernant la formation. La méthode complète sera décrite en annexe.

revenus d'une cohorte. Par contre, nous n'avons pas cherché à isoler l'effet net de l'éducation sur les gains. Si des tentatives en ce sens ont été menées dans un précédent travail et apparaîtront encore ici sur quelques régressions, un ajustement effectif ne s'impose que pour le calcul des taux de rendement. De même, on n'a pas essayé de rectifier les profils stationnaires fournis par des données transversales en les multipliant par un facteur de productivité croissant avec l'âge, pensant que des hypothèses prospectives ne sont vraiment nécessaires que pour apprécier la rentabilité de l'investissement éducatif. C'est encore pour la même raison que l'on n'a pas cru devoir multiplier les gains par les taux d'activité, ceux-ci apparaissant eux-mêmes soumis à d'importantes variations structurelles (abaissement de l'âge de la retraite<sup>(1)</sup>, développement du travail féminin).

L'estimation des taux de rendement de l'éducation en France dépassant le cadre de cette étude - qui la prépare cependant - , nous nous sommes efforcé de conserver aux profils âge-gains présentés ci-après leur signification concrète. Ainsi, les revenus non redressés doivent être proches de ceux qui ont été effectivement perçus en moyenne au cours de l'année 1970, qui sert de référence, par les actifs ordinaires (à temps complet)<sup>(2)</sup> et les revenus redressés simulent un échancier probable qui peut être raisonnablement anticipé pour le déroulement d'une vie active. Néanmoins, des redressements supplémentaires devraient être effectués si l'on cherchait à calculer des taux de rendement de l'éducation. Dans ce cas, nous proposerions des tests de sensibilité en faisant varier les hypothèses nécessaires à ce calcul.

Enfin, les gains après impôt pourront être calculés avec précision pour les médecins et les anciens élèves de l'E.N.S.A.M. et de l'E.C.P., car l'enquête FASFID de 1971 spécifie le nombre de parts fiscales du foyer auquel appartient le diplômé<sup>(3)</sup>. En ce qui concerne les autres formations, il nous paraît préférable d'attendre la sortie prochaine des résultats de la dernière enquête Revenus de l'INSEE (1970).

---

(1) En outre, aucune statistique ne relie les taux d'activité masculins à la formation et l'âge.

(2) Le problème du chômage partiel ne se pose pas en ces termes pour les médecins généralistes qui ont une assez grande liberté de choisir leur temps de loisir ; et son importance est sans doute très faible pour les anciens élèves de l'E.N.S.A.M. ou de l'Ecole Centrale de Paris.

(3) Le revenu imposable des diplômés a été choisi égal à :  $0,9 \times 0,8 \text{ Gain} = 0,72 \text{ Gain}$ . Le nombre de parts fiscales du foyer a été déterminé en moyenne âge par âge et l'IRPP calculé en interpolant les données du barème 1970 et en suivant la procédure d'estimation des gains.

SECTION 2 - PRESENTATION DES RESULTATS :

L'exploitation que nous avons pu faire des trois enquêtes annoncées plus haut (CREP-Médecins, FASFID, FQP) fournit des estimations plus ou moins complètes et détaillées pour 14 niveaux et filières d'enseignement<sup>(1)</sup> que nous énumérons :

Primaire (tous salariés)	{	- sans diplôme ni apprentissage sur le tas, - avec CEP et sans apprentissage sur le tas,
Secondaire (tous salariés)	{	- filière technique sans diplôme secondaire <sup>(2)</sup> , - filière technique avec diplôme court (F.A.A., C.A.P.) - filière technique avec diplôme long (BEC, BEH, BES, BEA, BEI, BT, BTS, BTn), - filière générale sans diplôme secondaire <sup>(2)</sup> - filière générale avec diplôme général (Bac. général 2 <sup>o</sup> partie, y compris Bac. mathématiques et technique) - filière générale, technique ou mixte avec diplôme général.
Supérieur	{	- toutes disciplines universitaires et grandes écoles (salariés) - licence en droit ou sciences économiques (salariés) - licence scientifique (salariés) - doctorat de médecine générale (conventionnés exerçant en pratique libérale) - Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers - Ecole Centrale de Paris.

Chacune des sources utilisées présentant des traits spécifiques, les analyses statistiques réalisées sur chacune d'elles sont très personnalisées. C'est pourquoi nous les présentons successivement avant d'en faire la synthèse.

(1) Les données brutes dont nous disposons permettent d'apporter, si on le désire, quelques modifications et additifs à ces résultats.

(2) A l'exception possible du CEP, qui est un diplôme primaire.

## 1° - Exploitation de l'enquête CREP-Médecins :

L'analyse de la rentabilité des études médicales est intéressante à un double titre. D'une part, cette formation suscite aujourd'hui un engouement certain de la part des étudiants qui boudent en même temps les universités scientifiques ; d'autre part, elle conduit essentiellement à une profession indépendante dont les gains s'analysent de manière complexe.

### 1.1. Les limitations de l'enquête :

Les profils âge-gains des docteurs en médecine seront estimés à partir de l'enquête CREP<sup>(1)</sup> (1966-1967). L'échantillon concerné se compose exclusivement de médecins conventionnés exerçant en pratique libérale. Omettant les salariés et les libéraux non conventionnés, il ne recouvre pas entièrement les diplômés d'études médicales. Néanmoins, la proportion non représentée n'atteignait guère que le tiers des effectifs inscrits à l'Ordre, en 1969, y compris les retraités<sup>(2)</sup> et le conventionnement tend à s'universaliser chez les praticiens libéraux. Paradoxalement, si l'on anticipe pleinement l'évolution qui semble se dessiner, il est plutôt judicieux que l'estimation des profils âge-gains prévus sous-représente les effectifs d'une catégorie vouée au déclin. Certes, les résultats sont sans doute sur-estimés du fait de l'élimination des médecins salariés à plein temps ; mais l'omission des libéraux non conventionnés (qui continueront pourtant d'exister pendant une période de transition) produit vraisemblablement l'effet inverse. Aussi est-il raisonnable d'appliquer les gains estimés par l'enquête CREP à l'ensemble des médecins, sans y apporter de correction particulière.

L'échantillon primitif comprenait des généralistes, des "autres" spécialistes, des radiologues et des chirurgiens. Cependant, les effectifs enquêtés des deux dernières catégories (29 et 27) étaient insuffisants pour qu'il soit possible de distinguer plusieurs tranches d'âge parmi elles. Quant aux autres spécialistes (108), ils présentaient deux défauts importants du point de vue de cette étude qui ont conduit à les éliminer à leur tour. D'une part, les amortissements sont connus avec une mauvaise précision pour la majorité d'entre eux,

---

(1) Des profils âge-gains ont été estimés précédemment par d'autres auteurs qui ont utilisé la même source. Mais ils comprennent au plus trois tranches d'âge, s'appuient sur une définition légèrement différente des gains nets (résultat d'exploitation), et ils n'ont pas été évalués par la procédure décrite dans la Section I (Voir H. Faure, A. George, Dr. Chasserant, C. Rochefort, "Enquête sur les comportements patrimoniaux des médecins exerçant en pratique libérale", Tome I, CREP, ronéo, Juil. 1971, Tabl. n° 33, p. 92).

(2) Voir A. Foulon, S. Sandier, "Etude économique de l'activité des médecins" op. cit., p. 30.

et, d'autre part, ces praticiens possèdent une multitude de spécialités dont les coûts et les rendements peuvent être très hétérogènes sans qu'on le sache. En définitive, on ne retiendra ici que les généralistes, c'est à dire ceux qui possèdent un doctorat de médecine générale sans prolongation d'études de spécialité. Dans l'enquête, ils étaient 236, dont une seule femme.

L'échantillon utilisé n'est pas statistiquement représentatif de la profession médicale, même conventionnée : toutes les personnes interrogées ont été volontaires. Une stratification a été réalisée suivant trois critères : l'âge, la spécialité et le degré d'urbanisation du lieu d'exercice. Partant d'un nombre de volontaires supérieur au minimum souhaité (surtout chez les généralistes), on a ensuite tiré l'échantillon de manière que des régions plus ou moins rurales, à plus ou moins forte densité médicale et à plus ou moins forte consommation médicale soient toutes représentées dans des proportions convenables. Somme toute, les résultats fournis par cette source se sont révélés être très proches de ceux qui ont été obtenus par des données fiscales redressées, et en particulier chez les généralistes<sup>(1)</sup>. Comme cette enquête constitue en même temps le seul matériau statistique qui permette d'estimer les profils nets réels âge-gains correspondant à la formation médicale, nous avons jugé qu'elle était irremplaçable, malgré ses grandes imperfections.

## 1.2. La détermination du profil âge-gains des médecins généralistes :

Les gains nets des généralistes ont été définis de la manière suivante :

Gains nets = Honoraires<sup>(2)</sup> + Salaires - Dépenses professionnelles courantes - Dépréciation du capital à usage professionnel.

---

(1) A. Foulon, S. Sandier, op. cit., pp. 49, 51, 71.

(2) Les honoraires sont égaux aux ressources professionnelles moins les revenus commerciaux liés à la profession médicale. Ces derniers rémunèrent l'activité commerciale de certains médecins dans une clinique, une pharmacie, etc..., ou bien un capital placé dans le secteur médical. Ils représentent seulement 1 % des ressources professionnelles (CREP, I, op. cit., p. 53) et ne concernent que six généralistes dans l'enquête.

En outre, ils ont été calculés après déduction des cotisations sociales versées sur les honoraires aussi bien que sur les salaires. Les éléments du coût de l'activité médicale sont reportés en annexe (spécification et montants). Ces derniers et les gains nets ont été évalués pour l'année 1967.

En utilisant la procédure générale d'estimation décrite ci-dessus<sup>(1)</sup>, nous avons déterminé le profil âge-gains des généralistes en 1967, qui a été ensuite ramené à 1970 en appliquant aux données une hausse uniforme de 6,6 % par an<sup>(2)</sup>. Nous avons alors déduit de ces résultats un profil net redressé de la mortalité uniquement, puisque le chômage total des médecins est nul, en retenant les coefficients de survie des hommes ayant obtenu un diplôme supérieur<sup>(3)</sup>.

Nous avons aussi déterminé un profil net après impôt (IRPP). A cet effet, on a calculé un coefficient fiscal moyen par tranche d'âge en utilisant les données de l'enquête CREP, puis on a cherché quel impôt sur le revenu correspondait, sur le barème 1970, aux gains réels et aux nombres de parts évalués. Il faut préciser ici que cette taxe est inférieure à l'impôt sur le revenu effectivement versé par le médecin-contribuable, dans la mesure où ce dernier perçoit d'autres revenus de sources diverses (gains d'autres membres du foyer, revenus commerciaux, revenus de capital, etc...). En réalité, le terme calculé n'est rien d'autre qu'un effet externe d'origine fiscale de la formation médicale ; et il ne faut pas chercher à lui donner une interprétation concrète. Tous ces résultats sont reproduits dans le tableau 1 ci-après.

Enfin, il convient de remarquer que les médecins généralistes fixent eux-mêmes dans une certaine mesure leur temps de loisir<sup>(4)</sup>. Celui-ci résulte des influences contraires de l'effet de substitution qui aurait tendance à le diminuer (le coût d'opportunité du loisir, son prix, s'accroît avec les gains) et de l'effet de revenu qui aurait tendance à l'augmenter si le loisir n'est pas une activité inférieure. Or les gains mesurés sont le produit du taux horaire par le nombre

---

(1) Cf. Section 1, 3, pp. 6-7.

(2) Cf. p. 3

(3) Cf. Annexe.

(4) Les frontières entre le travail et le loisir sont entourées de flou, ne fût-ce que parce que cette dichotomie traditionnelle des activités, imposée sans doute par l'extension du travail industriel et salarié, n'est pas absolument pertinente.

Tableau 1

Profils âge-gains des docteurs en médecine générale en 1970  
selon plusieurs définitions

Gains nets après cotisations sociales

(Unité : F courant)

Tranche d'âge \ Définition des gains	Gains nets totaux (1) (non redressés)	Gains nets totaux (redressés)	Gains nets après impôt <sup>(3)</sup> (non redressés)	Gains nets horaires (1) (non redressés)
29 - 30	(65 850) <sup>(2)</sup>	(64 800) <sup>(2)</sup>	(49 150) <sup>(2)</sup>	(28,81) <sup>(2)</sup>
31 - 34	99 270	96 790	69 870	45,10
35 - 39	105 140	101 360	73 940	48,83
40 - 44	118 920	113 450	81 920	54,88
45 - 49	119 600	111 950	83 800	54,54
50 - 54	108 420	98 660	75 020	61,85
55 - 59	109 490	95 150	73 690	50,83
60 - 64	98 650	79 410	65 050	43,63
65 et +	75 340	53 270	52 340	32,46

- (1) 29-30 ans : Moyenne pondérée.  
31-64 ans : Moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur d'une tranche d'âge.  
65 ans et plus : Moyenne pondérée.

(2) Effectifs faibles : six médecins

(3) Le coefficient fiscal moyen est égal à 3,16, ce qui correspond à plus de deux enfants à charge. Il suit l'évolution du cycle de vie en augmentant jusqu'à 45-49 ans, où il atteint 3,72, puis en redescendant jusqu'à 2,21 au delà de 65 ans. Cette estimation ne tient pas compte des personnes à charge autres que les enfants.

d'heures de travail ; de telle sorte que si l'on cherche à estimer l'effet-revenu de la formation, on commet un biais vers le haut en utilisant les gains totaux qui sont aussi la conséquence de l'effet de substitution<sup>(1)</sup>. Or, si les médecins généralistes ont des gains nets élevés en moyenne, ils travaillent aussi davantage que la population active salariée. La mesure du temps de travail rencontre cependant des obstacles pratiques en ce qui concerne les généralistes, car leur activité de garde, très importante, en particulier, chez les jeunes médecins ruraux, peut être considérée comme un temps joint de travail et de loisir. Nous avons ici opté pour une définition restrictive de l'activité qui exclut le temps de garde<sup>(2)</sup> du temps de travail<sup>(3)</sup>. Ceci étant, on aperçoit sur le tableau 1 que les gains nets horaires suivent une évolution sensiblement de même sens que les gains nets totaux, bien que les médecins généralistes compensent en partie la faiblesse relative des taux horaires à certains âges en augmentant leur temps de travail.

- 
- (1) Cette correction du temps de travail a déjà été appliquée par T.P. Schultz, "Returns to education in Bogota, Colombia". The Rand Corporation, Sept. 1968, (cité par G. Psacharopoulos, "Returns to education. An international comparison", Elsevier Scientific Pub. Co., Amsterdam, 1973, pp. 41-2).
- (2) Si l'on considérait le temps de garde des généralistes comme un temps de travail, ne faudrait-il pas considérer de la même manière les heures supplémentaires officieuses des cadres supérieurs qui demeurent inconnues ? Une définition restrictive de l'activité facilite sans doute la comparaison.
- (3) Sont inclus dans le temps total de travail :
1. Temps de travail non hospitalier en pratique libérale (Activité au cabinet, activité au domicile des malades, temps de déplacement, temps de courrier, temps de comptabilité).
  2. Temps de travail hospitalier (Temps d'exercice en hôpital public, temps d'exercice en clinique).
  3. Temps de travail comme salarié (Temps d'exercice).
  4. Temps de formation post-universitaire (Lecture de publications, visites en milieu hospitalier, recherches sur cas particulier, autres activités formatrices).
  5. Autres activités médicales.
- Les temps de déplacement à l'occasion des travaux hospitalier et salarié ont été exclus du temps de travail, contrairement à ceux qui accompagnent les visites. En effet, les seconds influent sur le prix des actes et non les premiers.

Les gains nets, totaux et horaires, pourront être employés alternativement pour analyser la rentabilité économique de la formation médicale générale<sup>(1)</sup>.

### 1.3. La fonction de gains des généralistes conventionnés exerçant en pratique libérale :

Les profils âge-gains du tableau 1 surestiment la rentabilité des études médicales parce que les généralistes tirent une partie de leurs revenus professionnels de la possession de capital productif (locaux, matériel, voitures). Le même problème se poserait d'ailleurs pour la fraction des individus de toutes formations qui choisissent une profession indépendante : pour estimer correctement l'effet net de leur éducation, il faut déterminer l'équivalent-revenus d'activité de leurs gains nets. Mais, si cette source de biais peut être éliminée simplement pour la plupart des formations en ne considérant que les salariés, il n'en va pas de même pour les docteurs en médecine générale dont la grande majorité exerce en pratique libérale. Dans ce dernier cas, il faut tester directement des fonctions de gains où le capital productif figure parmi les variables explicatives.

C'est pourquoi nous avons complété les évaluations du tableau 1 par une étude économétrique des honoraires nets<sup>(2)</sup> des généralistes de l'enquête CREP.

- 
- (1) Lindsay a montré que les taux de rentabilité marginaux calculés en ramenant tous les temps de travail à celui de niveau supérieur permettent de diagnostiquer sans erreur un excédent éventuel de personnel qualifié dans la mesure où ils surestiment l'effet-revenu, tandis que les taux de rentabilité calculés en ramenant tous les temps de travail à celui du niveau inférieur révéleront à juste titre une pénurie de personnel qualifié. (Voir C.M. Lindsay; "Measuring human capital returns", Journal of Political Economy, n° 6, Nov.-Déc. 1971).
- (2) Y compris les cotisations sociales obligatoires versées par les libéraux (Assurance maladie-maternité-décès, cotisations vieillesse à la CARMF).

Définissons tout de suite les variables introduites, dont les valeurs numériques concernent l'année 1967 :

- y = Honoraires nets (en F)/Temps de travail en pratique libérale<sup>(1)</sup> (en heures/année).
- k = Valeur actuelle du capital (en F)/Temps de travail en pratique libérale (en heures/année).
- $l_c$  = Proportion du temps de travail en pratique libérale consacrée à la consultation au cabinet.
- $l_{c+v}$  = Proportion du temps de travail en pratique libérale consacrée à la consultation au cabinet ou aux visites (y compris le temps de déplacement).
- A = Age du médecin.
- $A^2$  = Carré de l'âge.
- P = Temps de formation post-universitaire<sup>(2)</sup> (en heures/année) x nombre d'années de pratique libérale net.
- h = Proportion du temps total d'activité médicale<sup>(3)</sup> consacrée à la formation post-universitaire.
- SN14 = Nombre net d'années d'études depuis 14 ans et jusqu'à la 5ème année de médecine.
- RUR = Variable binaire, valant 1 si le médecin exerce dans une commune rurale (de moins de 5 000 habitants), et 0 dans le cas contraire.
- INT = Variable binaire valant 1 si le médecin est à la fois ancien interne et ancien externe, et 0 dans le cas contraire.
- MAR = Variable binaire, valant 1 si le médecin est marié, et 0 dans le cas contraire (célibataire, veuf ou divorcé).

---

(1) Le temps de travail en pratique libérale comprend le temps de travail non hospitalier en pratique libérale (activité au cabinet + activité au domicile des malades + temps de déplacement à l'occasion des visites + temps de courrier + temps de comptabilité) et le temps d'exercice en clinique. Le temps annuel a pu être évalué en faisant la somme des temps mesurés pour deux quinzaines d'enquête non consécutives en 1967 et en multipliant le montant ainsi calculé par une estimation du nombre de mois de travail, compte tenu des jours de vacances déclarés en 1966 (ceux pris en 1967 n'étant pas connus).

(2) L'évaluation du temps annuel de formation post-universitaire a été conduite de la même manière que celle du temps annuel de travail en pratique libérale (cf. note 1 ci-dessus)

(3) Le temps total d'activité médicale comprend le temps de travail en pratique libérale (cf. note 1 ci-dessus), le temps d'exercice en hôpital public et le temps d'exercice comme salarié.

La première idée qui vient à l'esprit est de considérer que le généraliste exerçant en pratique libérale est un entrepreneur individuel qui met en valeur son propre travail et le capital productif<sup>(1)</sup> qu'il possède. Comme les médecins conventionnés suivent sensiblement des tarifs imposés pour chacun des actes qu'ils offrent, on peut penser que les honoraires nets qu'ils reçoivent sont une mesure monétaire et agrégée convenable de la valeur ajoutée par leur "entreprise". Dans ce cas, la fonction de gains de l'entrepreneur se réduit à la fonction de production de son entreprise, dont l'expression la plus simple est celle de Cobb-Douglas :

$$\log y = a \log k + b \quad , \quad [1]$$

où  $y$  et  $k$  ont été définis plus haut. L'emploi de cette fonction suppose que le médecin peut substituer du capital à son travail dans la production de soins : par exemple, il pourra préférer aménager un logement spacieux en un cabinet dans lequel il pourra recevoir de nombreux malades en consultation plutôt que de multiplier les visites qui lui prennent plus de temps<sup>(2)</sup>. Les résultats confirment que cette hypothèse n'est pas absurde, du moins en première approximation. Un autre avantage de l'expression [1] est que le coefficient de régression ( $a$ ) s'interprète comme la part des revenus du capital dans la valeur ajoutée. Autrement dit, l'équivalent-revenu d'activité des honoraires nets pourra être déterminé simplement en retranchant à ces derniers  $a$  % de leur valeur.

Cependant, le coefficient ( $b$ ) de l'équation [1] varie selon le cycle de vie du médecin, parce que le cabinet est une entreprise individuelle, dont les résultats sont fortement attachés à la personnalité de celui qui la dirige. En outre, la durée d'existence du cabinet médical ne dépasse pas la durée d'activité du médecin, alors que l'existence sociale d'une firme s'étend habituellement sur plusieurs générations de salariés et d'entrepreneurs. Dans ces conditions, la varia-

---

(1) Les liquidités de trésorerie ont été exclues du capital productif, bien que certains auteurs les aient considérées comme un facteur de production (voir D. Vickers "The cost of capital and the structure of the firm", *Journal of Finance*, Mai 1970 ; et S.J. Turnovsky, "Financial structure and the theory of production", *Journal of Finance*, Déc. 1970).

(2) En moyenne, les généralistes passent au moins deux fois plus de temps par visite (y compris le déplacement) que par acte au cabinet : 28 mn en jour de semaine contre 14 mn ; 36 mn le dimanche contre 15 mn. Voir H. Faure, A. George, Dr. Chasserant, C. Rochefort, op. cit., tome 1, p. 47).

bilité du coefficient  $b$  en fonction de l'âge et de paramètres individuels est une simple transposition de la variabilité du "progrès technique" en fonction du temps historique.

Il est donc légitime d'essayer d'expliquer les honoraires des médecins en combinant une fonction de gains dérivée d'un modèle de capital humain avec une fonction de production de type Cobb-Douglas. On justifiera de la sorte l'introduction, parmi les variables explicatives définies plus haut, de l'âge ou d'une fonction parabolique de l'âge, de deux indices de temps de formation professionnelle ( $P$ ,  $\log(1-h)$ ), et de deux paramètres de formation scolaire ou universitaire ( $SN_{14}$ ,  $INT$ ). L'expression la plus complète de ce modèle mixte s'écrit :

$$\log y = a \log k + b_1 A + b_2 A^2 + b_3 (10^3 P) + b_4 \log(1-h) + b_5 SN_{14} + b_6 INT + c \quad [2]$$

Il s'agit donc d'une extension du modèle de Becker-Chiswick-Mincer aux gains nets de l'activité libérale<sup>(1)</sup>. Les signes attendus de  $\log k$ ,  $A$ ,  $P$ ,  $\log(1-h)$  et  $INT$  sont positifs, celui de  $A^2$  est négatif et celui de  $SN_{14}$  est indéterminé, car cette variable, si elle est en général un indice d'investissement humain, représente aussi un indice de faibles capacités individuelles, quand le niveau de diplôme est fixé.

Une deuxième extension possible du modèle [1] consiste à généraliser la fonction de Cobb-Douglas par une fonction de Mitchell<sup>(2)</sup>, en admettant qu'il existe deux qualités d'exercice libéral : le temps de consultation au cabinet et le temps de visite au domicile des malades ; ou bien encore deux qualités de travail libéral : le temps d'exercice (ou de production finale) et le temps de production intermédiaire. Ces deux hypothèses seront testées sous l'une des formes :

---

(1) G.S. Becker, B.R. Chiswick, "Education and the distribution of earnings", *American Economic Review*, Mai 1966.

J. Mincer "The distribution of labor incomes : a survey", *Journal of Economic Literature*, Mars 1970.

Les modèles de capital humain ont été présentés par ailleurs dans L. Lévy-Garboua, "Une analyse économique de la distribution des revenus individuels" op. cit., pp. 248-58 et p. 291. Par rapport à nos analyses antérieures sur un échantillon de salariés, nous ajoutons ici le terme  $\log(1-h)$  qui rend compte du fait que les gains (nets du coût d'opportunité de la formation professionnelle reçue au cours de l'année) représentent une part  $(1-h)$  des gains bruts.

(2) Voir par exemple, l'application qu'en a faite J. Brunet-Jailly, "La qualification du travail dans l'analyse de la contribution productive : commentaire d'une étude de l'O.C.D.E.", *Revue d'Economie Politique*, n° 1, Janv.-Fév. 1972.

$$\log y = \begin{cases} (1) \\ \text{ou} \\ (2) \end{cases} + c \begin{cases} \log l_c \\ \text{ou} \\ \log l_{c+v} \end{cases} + d, \quad [3]$$

et (1) et (2) sont respectivement les nombres de droite des équations [1] et [2], et où  $l_c$  et  $l_{c+v}$  sont les deux proportions définies plus haut. Le modèle [3] peut encore être complété par l'addition d'une variable binaire de mariage (MAR) qui traduirait l'aide fournie par la femme du médecin et/ou l'incitation au travail apportée par le mariage et les enfants.

Enfin, la fonction de gains peut être enrichie par l'introduction d'un facteur de demande, comme un indice de ruralité (RUR).

Le tableau 2 illustre les principaux résultats des tests effectués sur ces fonctions de gains. En premier lieu, il apparaît que les revenus du capital représentent environ 7 % des honoraires nets des généralistes conventionnés exerçant en pratique libérale, quel que soit leur âge. Rapportée aux gains nets totaux, cette part ne serait réduite que de 0,2 % environ. L'équivalent-revenus d'activité de l'ensemble des revenus professionnels des médecins peut donc être estimé approximativement à 93 % des gains nets totaux.

On aperçoit aussi que, toutes choses égales d'ailleurs, les régressions sont améliorées<sup>(1)</sup> si l'on introduit une fonction parabolique de l'âge pour l'ensemble de l'échantillon, et une fonction linéaire pour chacune des deux tranches d'âge considérées. Les coefficients ont le signe attendu et ils sont significatifs au seuil de 1 % dans le premier cas, de 5 % dans les deux autres.

Le résultat le plus surprenant concerne certainement les coefficients de  $10^3 P$  et de  $\log(1-h)$ , dont les signes toujours négatifs contredisent l'intuition théorique. En outre, ces variables et leurs coefficients sont dans l'ensemble très significatifs. Il semblerait donc qu'un généraliste perçoive d'autant moins d'honoraires qu'il a passé plus de temps à la formation professionnelle<sup>(2)</sup> depuis la fin

---

(1) Du point de vue de la fraction de variance expliquée ( $R^2$ ) et du coefficient de Fisher (F).

(2) Formation professionnelle = lecture de publications + visites en milieu hospitalier + recherches sur cas particulier + autres activités formatrices. Les médecins généralistes de l'échantillon ont consacré en moyenne 3 h. 41 mn par semaine à ces activités (H. Faure, A. George, Dr. Chasserant, C. Rochefort, op. cit. Tome 1, tableau 10, p. 36).

T A B L E A U 2

Tests de quelques fonctions de gains (honoraires nets seulement)  
des médecins généralistes conventionnés exerçant en pratique libérale

ECHANTILLON	Terme constant	Variables explicatives												
		Log. K	Log l <sub>c</sub>	log l <sub>c+v</sub>	A	A <sup>2</sup>	10 <sup>3</sup> P	log (1-h)	SN <sub>14</sub>	RUR	INT	MAR	R <sup>2</sup> <sub>F</sub> de Fisher	
Médecins généralistes de tous âges (n = 236)	1 594	.0837 (.0192)						-.027 (.0054)	- 1 219 (.560)	-.0123 (.0073)	-.0512 (.0293)			.177 (9.9)
	.543	.0734 (.0200)			.0405 (.0119)	-.00041 (.00012)	-.021 (.0048)							.184 (13.0)
	.446	.0720 (.0199)			.0427 (.0118)	-.00042 (.00012)	-.031 (.0066)	- 1.317 (.582)						.202 (11.6)
	.491	.0710 (.0198)			.0419 (.0118)	-.00042 (.00012)	-.029 (.0068)	- 1.174 (.587)			-.0462 (.0292)			.210 (10.2)
	.482	.0725 (.0199)		.509 (.487)	.0429 (.0118)	-.00043 (.00012)	-.029 (.0068)	- 1.249 (.592)			-.0464 (.0292)			.214 (8.9)
	.558	.0697 (.0198)		.579 (.491)	.0451 (.0118)	-.00045 (.00012)	-.030 (.0067)	-1.458 (.597)	-.0140 (.0073)	-.0485 (.0294)	.0345 (.0350)	.0324 (.0600)		.283 (6.8)
Médecins généralistes 44 ans (n = 116)	1.650	.0789 (.0229)	.371 (.148)				-.033 (.013)							.169 (7.6)
	1.252	.0616 (.0238)	.308 (.149)		.0109 (.0055)		-.044 (.014)							.197 (6.8)
	- 1.027	.0626 (.0242)	.261 (.153)		.131 (.0846)	-.0016 (.0011)	-.066 (.023)	-1 123 (.975)						.223 (5.2)
Médecins généralistes 45 ans et + (n = 120)	1 389	.0658 (.0351)	-.234 (.142)				-.041 (.0074)	-2.967 (.853)						.257 (9.9)
	1.548	.0657 (.0346)	-.304 (.144)				-.040 (.0074)	-3.093 (.863)	-.0166 (.0096)	-.0778 (.0435)				.292 (7.8)
	1.784	.0704 (.0351)			-.0056 (.0028)		-.035 (.0079)	-2.441 (.874)						.265 (10.4)
	2.128	.0763 (.0344)	-.259 (.144)		-.0059 (.0028)		-.033 (.0080)	-2.579 (.884)	-.0171 (.0095)	-.0936 (.0435)				.320 (7.5)

Note : Les écarts type des estimations figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression correspondants.

Variable expliquée : log y

de ses études, et d'autant plus qu'il s'y consacre davantage au cours d'une année déterminée. Ce point suggère que la formation post-universitaire des médecins n'est pas un investissement net en capital humain, mais tout au plus un recyclage dont le besoin est permanent pour éviter une obsolescence très rapide des connaissances. Il convient de remarquer néanmoins que nous n'avons pas démontré qu'il n'existe aucun autre type de formation nette sur le tas, car la signification statistique des variables d'âge apporte la présomption contraire<sup>(1)</sup>, et que certains travaux comme l'exercice hospitalier pourraient être en même temps, pour les médecins généralistes, la catégorie la plus rentable d'investissement humain<sup>(2)</sup>.

On constate également que le redoublement d'une année d'études a un rendement négatif ou nul, pour un niveau de diplôme donné (le coefficient de  $SN_{14}$  a un signe négatif, mais il n'est pas toujours significatif au seuil de 5 %) ; que l'internat et le mariage ne jouent pratiquement aucun rôle ; et que l'indice de ruralité a un effet faiblement négatif sur les honoraires des généralistes conventionnés au-delà de 45 ans.

On note enfin que la distinction de deux qualités du travail libéral ( $\log l_{c+v}$ ) n'augmente pas le pouvoir explicatif du modèle. Par contre, il semble que les généralistes de moins de 45 ans qui consacrent le plus de temps à des consultations dans leur cabinet perçoivent des honoraires nets plus importants que les autres, alors que ce n'est plus vrai au-delà de 45 ans. Ce résultat provient assurément de ce que la productivité des actes au cabinet demeure à peu près constante en fonction de l'âge, tandis que la productivité des visites augmente jusqu'à un certain âge<sup>(3)</sup>.

- 
- (1) Si la signification statistique des variables d'âge traduit en partie, pour les salariés, le rendement de leur formation nette sur le tas, elle exprime aussi, pour une profession libérale, le rendement d'une relation de clientèle dont l'établissement a nécessité un long processus d'apprentissage spécifique.
- (2) Cette dernière hypothèse n'a pu être testée, faute de temps.
- (3) Les généralistes de l'échantillon ont passé environ 14 mn par acte au cabinet (en jour de semaine) à tous les âges, mais 25 mn par visite (en jour de semaine) entre 40 et 54 ans contre 29 mn avant 40 ans. (Voir H. Faure, A. George, Dr. Chasserant, C. Rochefort, op. cit., tome 1, tableau 21, p. 47).

2° - Exploitation des enquêtes FASFID concernant les anciens élèves diplômés de l'Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers et de l'Ecole Centrale de Paris :

Effectuées régulièrement en 1958, 1963, 1967 et 1971, les enquêtes FASFID ont permis de suivre l'évolution temporelle des profils âge-gains des ingénieurs diplômés et d'analyser l'influence de plusieurs facteurs (âge, responsabilité, diplôme, taille de l'entreprise, type d'activité économique, région) sur leurs salaires<sup>(1)</sup>. Jusqu'à présent néanmoins, on ne disposait pas d'estimations bien comparables concernant les deux dernières enquêtes (1967 et 1971) et une même école (ENSAM et ECP) et l'on n'avait pas comparé ces données elles-mêmes à celles qui correspondent à d'autres formations-type. Pourtant, la place de choix qu'occupent les grandes écoles scientifiques dans l'enseignement supérieur français confère à ces résultats un intérêt très vif.

2.1. La détermination des profils âge-gains en 1966 et 1970 :

A priori, les enquêtes FASFID forment un matériau statistique idéal pour calculer les profits âge-gains des diplômés de l'ENSAM et de l'ECP car elles couvrent toutes les promotions d'anciens élèves par le canal de leurs associations. Les échantillons recueillis par école sont en effet importants (ENSAM : 2 024 en 1967, 2 806 en 1971 ; ECP : 857 en 1967, 1 661 en 1971).

En 1967 et en 1971 néanmoins, les taux de réponse n'ont pas été identiques suivant les tranches d'âge, parce que les méthodes d'enquête elles-mêmes ont été modifiées. La procédure générale d'estimation des profils âge-gains décrite plus haut<sup>(2)</sup> a donc été utilisée pour rendre les données comparables. Les gains nets non redressés avant impôt (IRPP) et après cotisations sociales ont d'abord été calculés pour les hommes seulement en déduisant forfaitairement 10 % de frais professionnels des résultats obtenus. Puis ces données ont été redressées en leur appliquant les coefficients de survie masculine correspondant à un niveau de diplôme supérieur.

(1) Des tableaux généraux ont été publiés par la Fédération des Associations et Sociétés Françaises d'Ingénieurs diplômés (FASFID) à l'issue de chacune des enquêtes. Pour 1967 et 1971, ces données figurent dans le bulletin I.D. (Mars 1968 et Novembre 1971).

En outre, G. Roustang a déjà analysé les données de base de manière détaillée en 1963 et 1967 pour plusieurs écoles, dont les deux qui nous intéressent ici, dans deux articles :

. "La formation des salaires des cadres", Revue Economique, XXII, n° 2, Mars 1971, pp. 261-5.

. "Evolution du salaire des cadres supérieurs en fonction de l'âge", Revue économique, XXII, n° 3, Mai 1971, pp. 409-29.

(2) Cf. Section 1, 2°, pp. 6-7.

T A B L E A U 3

Profils âge-gains des anciens élèves diplômés de l'ENSAM et de l'ECP  
en 1966 et 1970 selon plusieurs définitions

Gains nets après cotisations sociales

- H O M M E S -

(Unité : F courant)

Définition des gains  Tranche d'âge	Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers				Ecole Centrale de Paris			
	Gains nets en 1966 <sup>(1)</sup> (non redressés)	Gains nets en 1970 <sup>(1)</sup> (non redressés)	Gains nets en 1970 (redressés)	Gains nets en 1970 <sup>(2)</sup> après impôt (non redressés)	Gains nets en 1966 <sup>(1)</sup> (non redressés)	Gains nets en 1970 <sup>(1)</sup> (non redressés)	Gains nets en 1970 (redressés)	Gains nets en 1970 <sup>(2)</sup> après impôt (non redressés)
23-24	n.d.	25 970	25 760	25 330	n.d.	28 530 <sup>(3)</sup>	28 300 <sup>(3)</sup>	29 200 <sup>(3)</sup>
25-29	26 790 <sup>(4)</sup>	33 130	32 600	32 620	27 430 <sup>(4)</sup>	36 780	36 190	35 700
30-34	36 830	45 250	44 120	44 310	40 980	50 670	49 400	48 780
35-39	51 060	57 240	55 180	55 160	55 360	66 090	63 710	62 760
40-44	58 230	69 770	66 560	65 690	69 510	83 580	79 730	77 820
45-49	60 410	70 600	66 080	66 280	76 840	88 130	82 490	82 070
50-54	64 800	72 890	66 330	67 060	80 020	85 610	77 910	79 860
55-59	64 980	69 490	60 390	63 470	85 290	90 980	79 060	81 630
60-64	71 590	69 160	55 680	63 860	95 030	77 570	62 450	69 640
65-69	n.d.	28 510	20 150	31 540	n.d.	35 440	25 060	34 460

Voir Notes page suivante.

Notes de la page précédente :

- (1) 23-64 ans, pour l'ENSAM } Moyenne mobile annuelle sur 3 ans, puis moyenne  
24-64 ans, pour l'ECP } arithmétique des données lissées à l'intérieur  
d'une tranche d'âge.  
65-69 ans : moyenne pondérée
- (2) Le coefficient fiscal moyen est égal à 2,7 pour l'ENSAM et à 2,9 pour l'ECP.  
Il suit l'évolution du cycle de vie.
- (3) Pour Centrale, la première tranche d'âge commence réellement à 24 ans  
(7 réponses à 23 ans, contre 28 à 24 ans).
- (4) Les estimations faites en 1966 commencent à 27 ans. Elles ont dû être redressées  
vers le bas pour s'appliquer à la tranche 25-29 ans. Pour cela, on s'est servi  
du rapport calculé en 1970 entre les gains nets (non redressés) de 25-29 ans et  
ceux de 27-29 ans.

Enfin, connaissant les coefficients fiscaux moyens âge par âge en 1970, on a estimé des profils âge-IRPP comme pour les gains, et donc, par différence, des profils âge-gains après impôt (non redressés). Tous ces résultats sont reproduits dans le tableau 3.

On constate que les gains nets des Centraliens sont toujours supérieurs à ceux des diplômés de l'ENSAM, dès 24 ans, mais qu'ils demeurent inférieurs à ceux des médecins généralistes à partir de 30 ans. Mais le fait le plus marquant est sans doute le resserrement brutal de l'éventail des gains nets entre les "jeunes" et les "vieux" qui s'est produit entre 1966 et 1970 pour les deux écoles observées. Si l'on résume la hiérarchie des revenus professionnels en fonction de l'âge par le rapport des gains à 60-64 ans et à 30-34 ans, on obtient les résultats consignés dans le tableau 4 ci-dessous :

	1957	1962	1966	1970
ENSAM .....	-	-	1,62	1,53
ECP .....	-	-	2,32	1,53
Ensemble grandes écoles FASFID .....	1,66	1,80	1,92	1,73

Tableau 4

Evolution de la hiérarchie des gains nets en fonction de l'âge suivant la grande école affiliée à la FASFID.

Sources : - données concernant l'ENSAM et l'ECP : nos propres estimations.  
- données concernant l'Ensemble:

- . en 1957, 1962, 1966 : G. Roustang, op. cit., Mars 1971, p. 265.
- . en 1970, I.D., Nov. 1971, tableau V.1, p. 48.

On observe que l'éventail des gains nets entre jeunes et vieux, après s'être élargi de 1957 à 1966, s'est brusquement resserré jusqu'à un niveau intermédiaire entre ceux qu'il avait atteints en 1957 et en 1962. L'ENSAM et l'ECP ont suivi la même évolution que l'ensemble, quoique de manière beaucoup plus accusée pour cette dernière école. Enfin, la hiérarchie des gains nets en fonction de l'âge semble être désormais plus réduite pour l'ENSAM et l'ECP que pour l'ensemble des grandes écoles.

## 2.2. Les fonctions de gains des diplômés de l'ENSAM et de l'ECP :

Comme pour les médecins généralistes, il nous a paru intéressant de tester les fonctions de gains des diplômés de l'ENSAM et de l'ECP en 1970. Mais, cette fois, l'importance des effectifs a permis de distinguer quatre tranches d'âge : moins de 30 ans, 30-39, 40-49 et 50-59 ans.

Etant donné que l'on cherche à simuler des revenus de cohorte (non redressés), les données ont été pondérées de manière à donner la même importance à toutes les promotions, en supposant que chacune d'elles a un effectif théorique constant. Celui-ci a été fixé arbitrairement à 350 pour l'ENSAM et à 200 pour l'ECP. Cependant, les promotions postérieures à 1965 sont absentes de l'analyse et doivent être considérées avec prudence. De ce fait, les estimations concernant les Centraliens de moins de 30 ans sont faussées.

La variable expliquée sera ici le logarithme décimal des gains annuels après cotisations sociales mais avant déduction des gains professionnels. Les variables explicatives qui ont pu être introduites sont, pour la plupart, assez rudimentaires et imprécises. Ce sont en effet :

- A : l'âge en 1970,
- DIPL : une variable binaire, qui vaut 1 si l'individu a obtenu d'autres diplômes d'enseignement supérieur ou d'une autre école d'ingénieurs, et 0 dans le cas contraire.
- P<sub>3</sub> : le nombre de journées qui ont été consacrées à des cours ou à des séminaires de perfectionnement au cours des trois dernières années (1968, 1969, 1970).
- log v : logarithme décimal de la valeur ajoutée par tête (mesurée lors du recensement industriel de 1963) dans la branche d'activité de l'employeur.
- log n : logarithme décimal de la taille de l'entreprise (mesurée par le centre d'une classe, dans une nomenclature en 9 classes<sup>(1)</sup>).

---

(1) Les 9 centres de classes retenus sont : 4, 5, 30, 75, 150, 350, 750, 1 500, 3 500 et 8 000 salariés. Cette dernière valeur a été l'objet d'un choix raisonné concernant la taille moyenne des entreprises de plus de 5 000 employés.

Pour pouvoir mesurer toutes les variables, on a dû retirer de l'échantillon des hommes tous ceux qui étaient dans la Fonction Publique, le commerce ou les services<sup>(1)</sup>.

L'équation testée :

$$\log y = a A + b \text{ DIPL} + c P_3 + d \log v + e \log n + f$$

est une combinaison d'un modèle rudimentaire de capital humain (les trois premiers termes), qui comprend seulement des paramètres individuels, et d'un modèle expliquant la fixation des gains interne aux entreprises, et dont la justification a été apportée ailleurs<sup>(2)</sup>. Les résultats en sont reproduits dans le tableau 5.

On remarquera d'abord que, si l'on ne retient que les variables dont les coefficients sont significatifs au seuil de 1 %, les fonctions de gains concernant l'ECP et l'ENSAM sont identiques, à deux exceptions près, pour n'importe quelle tranche d'âge. Néanmoins, les valeurs numériques des coefficients correspondants peuvent être assez différents.

Le coefficient de l'âge est nettement différent de 0 avant 50 ans. S'il est négatif pour les Centraliens de moins de 30 ans, c'est qu'il prend pour cette catégorie la signification d'un retard scolaire du fait de l'absence des promotions les plus récentes<sup>(3)</sup>. Si l'on ne tient pas compte de cette anomalie, on vérifie bien que la croissance des gains s'amortit de plus en plus lorsque l'âge progresse, mais qu'elle demeure toujours plus rapide chez les Centraliens.

---

(1) Les personnes éliminées ont un n° de code de catégorie d'activité économique supérieur à 61.

(2) Voir L. Lévy-Garboua, "Une analyse économique de la distribution des revenus individuels", op. cit., pp. 417-26.

(3) Dans ce cas, on peut considérer qu'on n'étudie plus les gains d'une tranche d'âge, mais ceux d'une promotion de jeunes diplômés (ou d'un petit nombre de promotions successives).

T A B L E A U 5

Tests d'une fonction de gains des anciens élèves diplômés de l'E.C.P. et de l'E.N.S.A.M.  
(n'appartenant ni à la Fonction Publique ni aux commerces ni aux services)  
pour quatre tranches d'âge

ECHANTILLON		Terme constant	A	DIPL	P <sub>3</sub>	log v	log n	% var. expl. R <sup>2</sup>
E.	Moins de 30 ans (n = 133)	5.079	-.0043* (.0015)	-.0200 (.0160)	-.00023 (.00036)	-.126 (.047)	.0527* (.0177)	.214
C.	30-39 ans (n = 1406)	4.260	.0194* (.0010)	.0152* (.0062)	.00045* (.00012)	-.0051 (.0169)	-.0264* (.0047)	.222
	40-49 ans (n = 1651)	4.856	.0078* (.0011)	.0233* (.0087)	-.00015 (.00015)	-.0582* (.0212)	-.0027 (.0053)	.040
P.	50-59 ans (n = 1327)	4.991	.0034 (.0016)	.0383* (.0120)	-.00079 (.00034)	-.0233 (.0305)	-.0185 (.0076)	.026
E.	Moins de 30 ans (n = 1562)	3.761	.0300* (.0015)	-.0093 (.0055)	.00018 (.00012)	.0232 (.0149)	-.0165* (.0037)	.232
N.	30-39 ans (n = 3018)	4.272	.0185* (.0006)	.0370* (.0037)	.00007 (.00009)	-.0266 (.0116)	-.0157* (.0023)	.272
S.	40-49 ans (n = 3097)	4.504	.0038* (.0009)	.0265* (.0061)	.00011 (.00013)	.0770* (.0158)	-.0050 (.0035)	.020
M.	50-59 ans (n = 2291)	4.963	-.0013 (.0012)	.0461* (.0071)	.00073* (.00017)	.0048 (.0207)	.0028 (.0040)	.031

Note : Les écarts-type des estimations figurent entre parenthèses sous les coefficients de régression correspondants.

Variable expliquée : log y

•L'astérisque signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1 %.

•L'effectif des échantillons est l'effectif pondéré.

La détention d'un autre diplôme de niveau supérieur exerce aussi un effet positif sur les gains, à partir de 30 ans, car elle retarde en même temps l'âge du premier travail. Cette influence paraît un peu plus bénéfique aux anciens élèves de l'ENSAM qu'aux Centraliens dont l'école est déjà l'une des mieux "cotées" sur le marché du travail. En corrigeant les gains estimés dans le tableau 3 de l'effet des autres diplômes qui, dépend de la tranche d'âge, on pourra évaluer les gains nets des diplômés de l'ENSAM et de l'ECP qui n'ont aucun autre diplôme de niveau supérieur.

L'effet de la variable de formation ( $P_3$ ) est assez incertain, car cette grandeur n'est ni le stock de formation post-universitaire, ni la partie du temps annuel consacrée à une formation professionnelle. Or, les signes attendus de ces deux grandeurs seraient opposés, parce que le stock de capital humain procure des bénéfices tandis que le flux de formation nette comporte un coût. La mixité de  $P_3$  se reflète donc bien dans l'instabilité du signe de ses coefficients.

La valeur ajoutée par tête dans la branche d'activité de l'employeur et en 1963 n'est qu'un indicateur très grossier, surtout lorsqu'il est appliqué à des données individuelles mesurées en 1970. Dans l'ensemble, cette variable (ou plutôt  $\log v$ ) ne joue pas un rôle bien défini.

Enfin, on constate en général que les diplômés qui sont employés dans de petites entreprises gagnent relativement plus que les autres. Ce résultat confirme que les anciens élèves les mieux rémunérés travaillent dans des affaires personnelles ou familiales<sup>(1)</sup>. Cet effet masque vraisemblablement d'autres influences possibles et de sens contraire de la taille de l'entreprise.

En conclusion, l'âge et les autres diplômes, qui sont des variables individuelles et connues avec une bonne précision, ont dans l'ensemble un meilleur pouvoir explicatif que les autres variables. Ne constate-t-on pas d'ailleurs que le coefficient de détermination ( $R^2$ ) du modèle baisse brutalement au-delà de 40 ans, lorsque l'âge perd peu à peu de son importance ?

---

(1) Voir I.D., Nov. 1971, tableau V.3, p. 50.

### 3° - Exploitation de l'enquête FQP (1970) :

Le recours à des sources spécifiques est nécessaire lorsque la mesure des gains nets pose des problèmes très complexes (médecins) ou bien lorsque la filière décrite est très restreinte (ENSAM, ECP). Mais l'emploi d'une enquête représentative de la population active, à défaut du recensement lui-même, garantit l'homogénéité des résultats au moindre coût dans tous les autres cas.

La dernière enquête INSEE sur la Formation et la Qualification Professionnelle (FQP) a été réalisée en 1970 et concerne un échantillon très important de près de 45 000 personnes des deux sexes âgées de 14 ans et plus. On y trouve une description très détaillée des études et une déclaration, pour l'année 1969, des salaires annuels, nets des cotisations sociales et des frais professionnels accompagnée de la mention du nombre de mois d'activité. En outre, on y distingue le travail à temps complet du travail à temps partiel. Comme la date pour laquelle sont connus les salaires (1969) est proche de l'année choisie pour nos estimations (1970) et que les données en apparaissent de meilleure qualité que celles qui sont fournies par la première enquête FQP (1964)<sup>(1)</sup>, les profils âge-salaires ont été construits sur la deuxième enquête FQP (1970) exclusivement.

Pour accroître l'homogénéité des groupes, faciliter les comparaisons et augmenter la précision des mesures, on a seulement conservé les Français qui avaient exercé en 1969 une activité à temps complet pendant au moins une partie de l'année. On a ensuite ramené le salaire annuel net déclaré à la somme qui correspond à une année de travail à temps complet. On suppose ainsi, un peu abusivement sans doute, que les individus ayant travaillé une partie de l'année seulement à temps complet perçoivent le même taux de salaire que ceux qui ont travaillé l'année entière à temps complet.

---

(1) La première enquête FQP (1964) a été réalisée auprès d'un échantillon plus faible (environ 25 000 individus). Mais surtout, les salaires y sont connus avec deux ans de décalage (en 1962) au lieu d'un seul, et aucune mention n'est faite du nombre de mois de travail ni des horaires (à temps complet ou à temps partiel).

Il n'est pas possible de reproduire ici l'ensemble des combinaisons possibles de tous les profils âge-gains possibles. Dans la suite, on ne présentera donc que les gains, nets des cotisations sociales et des frais professionnels, avant impôt et non redressés.

### 3.1. Les profils âge-gains des diplômés de niveau supérieur :

Le tableau 6 reproduit les profils âge-salaires des diplômés de niveau supérieur des deux sexes établis sur l'enquête FQP (1970) et précise le mode de calcul.

Si l'on fait la synthèse de ces données et de celles concernant les médecins généralistes (tableau 1, p. 14) et les anciens élèves diplômés de l'ENSAM et de l'ECP (tableau 3, p. 23), on obtient le graphique 1 ci-après. Il convient de noter que le profil correspondant au doctorat de médecine générale n'a pas été redressé vers le bas de 7 %, comme il aurait dû l'être pour représenter l'équivalent-revenu d'activité d'une profession libérale<sup>(1)</sup>; de même que les deux projets correspondant aux grandes écoles scientifiques sont un peu surestimés si l'on désire qu'ils s'adressent seulement aux hommes qui n'ont aucun autre diplôme de niveau supérieur<sup>(2)</sup>. Mais telles quelles, ces courbes gardent une signification concrète dépourvue d'ambiguïté ; en outre, les redressements annoncés n'auraient pas modifié la hiérarchie (du point de vue des gains nets) des diplômés de niveau supérieur qui apparaît sur le graphique 1.

Bien que les estimations correspondantes aient été établies sur de faibles effectifs, il semble que les licenciés en droit ou sciences économiques perçoivent en moyenne des salaires plus élevés que les licenciés ès-sciences, du moins avant 50 ans. Il est en effet significatif de noter que cette supériorité s'observe pratiquement sur toutes les tranches d'âge considérées, bien que soient exclus de l'échantillon les honoraires des professions juridiques à caractère libéral.

Enfin, la faiblesse relative des salaires féminins est d'autant plus remarquable que ceux-ci ont été rapportés à un temps complet. Cette situation provient certainement en partie de ce que, par rapport aux hommes, les femmes obtiennent en

---

(1) Cf. p. 19.

(2) Cf. p. 28.

T A B L E A U 6

Profils âge-salaires en 1970 des diplômés de niveau supérieur  
pour les deux sexes et quelques formations-type  
(salaires nets avant impôt et non redressés)

Temps complet

(Unité : F courant)

Tranche d'âge \ Diplôme	Tous diplômés <sup>(1)</sup>		Licence ès-sciences <sup>(3)</sup>	Licence en droit ou sciences économiques <sup>(4)</sup>
	de niveau supérieur Hommes <sup>(2)</sup>	de niveau supérieur Femmes <sup>(2)</sup>	Hommes	Hommes
19	-	12 790	-	-
20-21	-	14 670	-	-
22-24	16 810	15 320	-	-
25-29	27 480	19 100	20 070	26 150
30-34	38 260	23 650	29 700	39 430
35-39	47 900	26 390	49 450	47 610
40-44	56 900	26 620	54 310	60 450
45-49	57 510	29 580	55 930	62 050
50-54	55 430	31 290	56 240 <sup>(5)</sup>	60 640 <sup>(5)</sup>
55-59	56 930	31 830	63 440	49 930
60 et +	63 410	29 640	66 720	58 700

(1) Cet ensemble inclut les capacitaires en droit, les titulaires de deux années d'enseignement supérieur, les licenciés ès-lettres, les licenciés en droit et sciences économiques, les licenciés ès-sciences, les titulaires de diplômes universitaires de niveau supérieur à la licence et les anciens élèves diplômés des grandes écoles.

(2) 22-24 ans : moyenne arithmétique.  
25-59 ans : moyenne mobile annuelle sur 3 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
60 ans et + : moyenne pondérée.

(3) 25 ans et + : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
Ces résultats doivent être considérés avec prudence, car ils ont été établis à partir de faibles effectifs.

(4) 25-29 ans : moyenne pondérée.  
30 ans et + : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
Ces résultats doivent être considérés avec prudence, car ils sont établis à partir de faibles effectifs.

(5) La méthode d'enquête conduit à séparer les "jeunes", âgés de moins de 52 ans en 1969, des "vieux", âgés de 52 ans et plus en 1969. Les questionnaires et la définition des codes de filières ne sont pas toujours bien concordants.

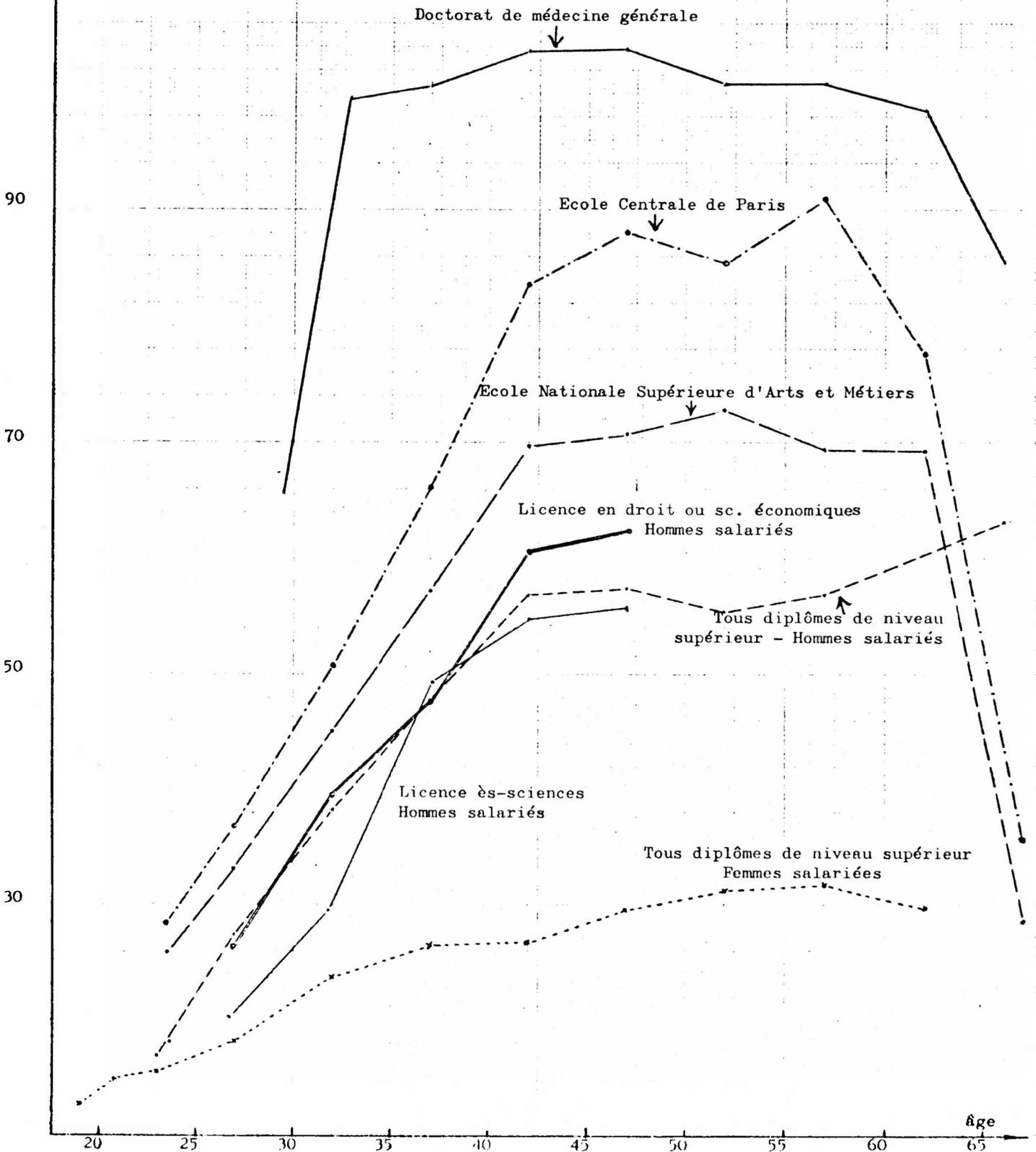
Au-delà de 51 ans, les licences scientifiques sont augmentées des titulaires de diplômes paramédicaux et médicaux salariés ; et les licences en droit et sciences économiques sont remplacées par les diplômes de disciplines littéraires, juridiques ou commerciales. Les chiffres des trois dernières tranches d'âge sont livrés à l'appréciation du lecteur. Pour marquer le changement de définition de la filière, nous avons tracé une barre entre les deux intervalles d'âge.

GRAPHIQUE 1

Profils âge - gains en 1970  
des diplômés de niveau supérieur.

données nettes des cotisations sociales et des frais professionnels  
(avant impôt et non redressées)

(en Milliers de F  
1970)



en moyenne des diplômés (de niveau supérieur) exigeant une moindre durée d'études (certaines diplômées entrent dans la vie active dès 19 ans) ou correspondant à des formations moins prisées sur le marché du travail (elles n'ont qu'un faible accès aux grandes écoles). On peut néanmoins déceler l'effet d'une discrimination contre les femmes qui s'exerce dans l'emploi, puisqu'il apparaît que, même avec un diplôme de niveau supérieur, leur salaire moyen est inférieur à celui des hommes nantis seulement d'un baccalauréat.

### 3.3. Les profils âge-salaires correspondant à des formations de niveaux primaire et secondaire :

Le tableau 7 indique les profils âge-salaires correspondant à sept niveaux et filières de formations primaires et secondaires, pour les hommes seulement. On peut vérifier sans surprise que ces montants moyens n'atteignent pas ceux qui, dans le tableau 6, concernent aussi le sexe masculin.

Le graphique 2, qui reprend les données du tableau 7, facilite la comparaison des gains entre filières. Il y apparaît que, grosso modo, à partir de 25 ans, les lignes brisées ne se coupent plus. La hiérarchie (du point de vue des gains) que cette observation justifie est, dans l'ordre croissant, la suivante : primaire sans diplôme, primaire avec CEP, filière technique avec diplôme court, filière générale sans diplôme secondaire (avant 50 ans), filière technique avec diplôme long, et baccalauréat général 2ème partie. Les études secondaires générales procurent donc en moyenne des salaires plus élevés que les études techniques puisque ceux qui ont bénéficié des premières n'ont pas besoin d'avoir obtenu un diplôme (excepté le CEP, le cas échéant) pour dépasser les diplômés du technique court ; en outre, si les bacheliers attendent d'avoir 35 ans pour distancer les diplômés du technique long, ils creusent vite un écart de salaire confortable (environ 10 000 F). Il faut enfin signaler que les gains des bacheliers ne dépendent guère de la filière suivie au préalable.

T A B L E A U 7

Profils âge - salaires en 1970 correspondant à des formations  
de niveaux primaire et secondaire  
(salaires nets avant impôt et non redressés)

Temps complet

H O M M E S

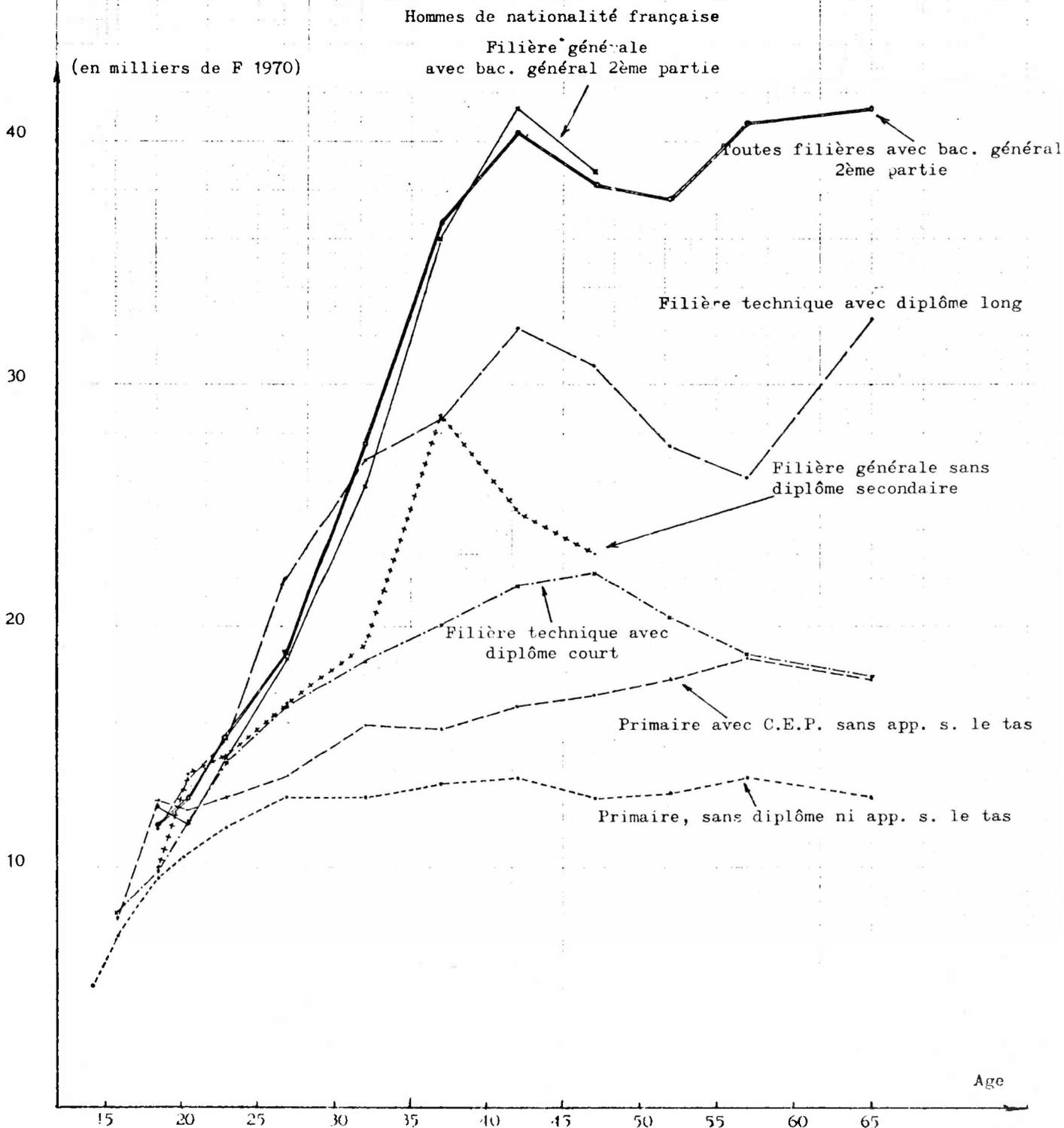
(Unité : F courant)

Tranche d'âge	Primaire		Secondaire				
	Sans diplôme (1) ni apprentissage sur le tas	C.E.P. (2) sans apprentissage sur le tas	Technique		Général		
			Filière (3) technique avec diplôme court	Filière technique (4) avec diplôme long	Filière (5) générale sans diplôme secondaire	Filière générale avec bac. général 2 <sup>e</sup> partie (6)	Ttes filières avec bac. général 2 <sup>e</sup> partie (6)
15	5 010	-	-	-	-	-	-
16-17	7 100	7 830	8 010	-	-	-	-
18-19	9 560	12 780	9 770	11 570	9 800	12 530	11 750
20-21	10 370	12 310	11 940	13 600	13 970	11 790	12 970
22-24	11 590	12 880	14 320	15 400	14 580	14 510	14 270
25-29	12 940	13 780	16 690	21 800	16 730	18 630	18 940
30-34	12 940	15 960	18 580	26 990	19 350	25 810	27 560
35-39	13 400	15 750	20 040	28 580	28 680	36 000	36 690
40-44	13 720	16 680	21 690	32 260	24 760	41 440	40 460
45-49	12 940	17 150	22 180	30 810	23 020	38 820	38 190
50-54	13 060	17 780	20 350	27 530	n.d.	n.d.	37 720
55-59	13 700	18 720	18 820	26 250	n.d.	n.d.	40 760
60 et +	12 920	17 760	17 870	32 740	n.d.	n.d.	41 360

- (1) 15 ans : salaire moyen  
16-24 ans : moyenne arithmétique à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
25-59 ans : moyenne mobile annuelle sur 3 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
60 ans et + : moyenne pondérée.
- (2) A partir de 16 ans, méthode décrite par la note (1)  
Une fraction des diplômés seulement entre dans la vie active à 16 ans.
- (3) 16-17 ans : moyenne pondérée.  
A partir de 18 ans, méthode décrite par la note (1).  
Une fraction des diplômés seulement entre dans la vie active à 16 ans.
- (4) L'entrée dans la vie active se fait à 19 ans.  
19 ans : salaire moyen  
A partir de 20 ans, méthode décrite par la note (1)
- (5) 18-19 ans : moyenne pondérée.  
20-24 ans : moyenne arithmétique à l'intérieur de chaque tranche d'âge  
25-49 ans : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.
- (6) L'entrée dans la vie active se fait à 19 ans.  
19 ans : salaire moyen  
A partir de 20 ans, méthode décrite par la note (5).

GRAPHIQUE 2

Profils âge-salaires en 1970 (rapportés à un temps complet)  
correspondant à des formations primaire et secondaire  
données nettes des cotisations sociales et des frais professionnels  
(avant impôt et non redressées)



Le tableau 8 indique les profils âge-salaires féminins qui correspondent aux formations-type retenues pour les hommes, dans le tableau 7. Toutefois, les résultats ne sont pas strictement comparables en ce qui concerne les personnes des deux sexes issues de filières techniques parce que les femmes apprennent beaucoup plus souvent que les hommes des métiers tertiaires dont les profils âge-gains ne sont pas nécessairement les mêmes que ceux qui correspondent à des métiers secondaires. Il faut donc regretter que nous n'ayons pu jusqu'ici séparer ces deux sous-filières que l'enquête FQP (1970) devrait pourtant permettre de distinguer.

On vérifie que les filières se hiérarchisent sensiblement de la même façon que pour les hommes. Néanmoins, comme le montre le graphique 3 sur lequel ont été reportés cinq profils, et bien que les estimations aient été rapportées à un temps complet, les gains correspondant à des formations de niveau primaire sont affectés d'une variabilité bien plus forte que chez les hommes (malgré l'importance des effectifs concernés). On note également, sur le tableau 8 et le graphique 3, que la situation relative des diplômes techniques, entre eux d'une part, et par rapport au baccalauréat général d'autre part, est loin d'être identique point par point à celle qui a été observée chez les hommes. La formation technique courte, en particulier, serait relativement plus rentable pour les femmes que pour les hommes, mais ce résultat n'est peut-être l'effet que de l'orientation différentielle des deux sexes vers les métiers secondaires et tertiaires.

Pour illustrer la comparaison entre les salaires masculins et féminins qui correspondent à une formation identique (graphiques 2 et 3), on a calculé les coefficients empiriques de discrimination sur le marché pour trois intervalles d'âge (15-19, 20-29, 30 et +), c'est à dire l'écart relatif qui sépare les gains. Le tableau 9 suggère que la discrimination augmente en fonction de l'âge et, semble-t-il, d'autant plus tard que la formation générale est plus poussée (CEP, Bac.).

T A B L E A U 8

Profils âge - salaires en 1970 correspondant à des formations  
de niveaux primaire et secondaire  
(salaires nets avant impôt et non redressés)

Temps complet

F E M M E S

(Unité : F courant)

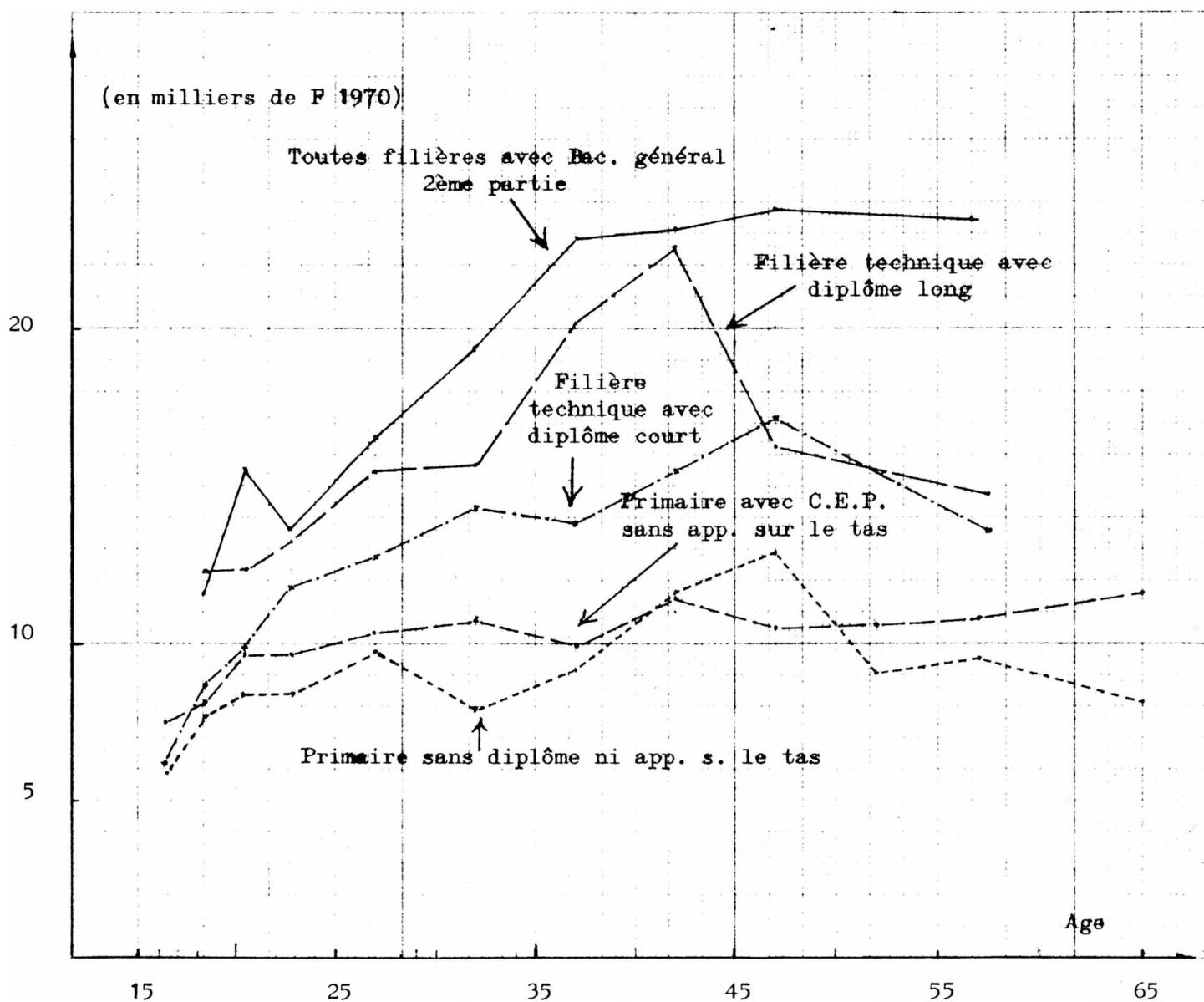
Formation  Tranche d'âge	Primaire		Secondaire				
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas (1)	C.E.P. (2) sans apprentissage sur le tas	Technique		Général		
			Filière (3) technique avec diplôme court	Filière (4) technique avec diplôme long	Filière (5) générale sans diplôme secondaire	Filière (6) générale avec bac. général 2 <sup>e</sup> partie	Ttes filières avec bac. général 2 <sup>e</sup> partie (7)
15	-	-	-	-	-	-	-
16-17	5.900	7.450	6.170	-	7.590	-	-
18-19	7.650	8.100	8.730	12.250	7.590	10.460	11.570
20-21	8.420	9.710	9.940	12.250	9.480	15.070	15.480
22-24	8.410	9.700	11.790	13.260	11.480	14.050	13.650
25-29	9.900	10.290	12.660	15.520	12.120	16.210	16.560
30-34	7.980	10.720	14.260	15.750	14.640	19.590	19.430
35-39	9.150	9.980	13.950	20.110	14.540	22.420	22.890
40-44	11.710	11.480	15.490	22.540	15.650	23.360	23.060
45-49	12.860	10.470	17.200	16.210	13.810	25.360	23.800
50-54	9.010	10.590	13.460	14.770	n.d.	n.d.	23.410
55-59	9.510	10.790	13.460	14.770	n.d.	n.d.	23.410
60 et Plus	8.140	11.600	13.460	14.770	n.d.	n.d.	23.410

- (1) 16-24 ans : moyenne arithmétique à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
25-59 ans : moyenne mobile annuelle sur 3 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
60 ans et + : moyenne pondérée.
- (2) Une fraction des diplômées seulement entre dans la vie active à 16 ans.  
A partir de 16 ans, méthode décrite par la note (1).
- (3) Une fraction des diplômées seulement entre dans la vie active à 16 ans.  
De 16 à 49 ans, méthode décrite par la note (1).  
50 ans et + : moyenne pondérée.
- (4) 18-21 ans : moyenne arithmétique.  
22-24 ans : moyenne arithmétique.  
25-49 ans : moyenne mobile annuelle sur 3 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
50 ans et + : moyenne pondérée.
- (5) 16-19 ans : moyenne pondérée.  
20-24 ans : moyenne arithmétique à l'intérieur de chaque tranche d'âge.  
25-49 ans : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.
- (6) L'entrée dans la vie active se fait à 19 ans.  
19 ans : salaire moyen.  
A partir de 20 ans, méthode décrite par la note (5).
- (7) A partir de 18 ans, méthode décrite par la note (1).

## GRAPHIQUE 3

Profils âge-salaires en 1970 (rapportés à un temps complet)  
correspondant à des formations de niveaux primaire et secondaire  
données nettes des cotisations sociales et des frais professionnels  
(avant impôt et non redressées)

Femmes de nationalité française



T A B L E A U 9

Coefficients de discrimination relatifs à l'origine sociale  
suivant la formation et l'âge

d =  $\frac{\text{Salaire moyen du milieu "indépendants et cols blancs"}}{\text{Salaire moyen des autres milieux}} - 1$

(en %)

	Primaire aucun diplôme			Primaire avec C.E.P.			Technique court		
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indép <sup>ts</sup> cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indép <sup>ts</sup> cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indép <sup>ts</sup> cols blancs
16-19	- 9	- 7	0	n.d.	+ 32	0	- 8	- 4	0
20-39	+ 3	- 7	0	+ 19	+ 11	0	+ 22	+ 10	0
40649	+ 45	+ 26	0	+ 20	+ 12	0	0	+ 4	0

### 3.4 - Les profils âge-salaires selon l'origine sociale :

Comme nous l'avions déjà constaté sur la première enquête FQP (1964)<sup>(1)</sup>, l'origine sociale constitue un important critère de discrimination sur le marché du travail. Les profils âge-salaires ont donc été construits dans la mesure du possible selon la catégorie socio-professionnelle du père, en distinguant un ou plusieurs milieux différents. Toutefois, les estimations ainsi obtenues s'arrêtent à 49 ans parce que l'on a constaté que la majorité des personnes nées avant 1918 avaient répondu, dans l'enquête FQP (1970), que leur père était inactif.

La catégorie socio-professionnelle du père est ici considérée comme un indice du milieu social auquel appartient la famille, bien adapté à l'étude de la distribution intergénérationnelle<sup>(2)</sup>. Dans cette optique, il vaut mieux éliminer des estimations les individus ayant déclaré que leur père était inactif, car cette affirmation renseigne davantage sur l'âge des parents au moment où l'enfant termine ses études que sur leur statut social. Le même souci d'homogénéité a conduit à considérer uniquement les catégories principales, en laissant de côté les personnels de service et les autres catégories (armée et police, artistes, clergé). Enfin, la différence de représentation des effectifs d'une même catégorie selon le type de formation interdit parfois d'estimer correctement les profils âge-gains selon l'origine sociale.

Pour la plupart des formations, on a distingué trois milieux :

- agricole (pères exploitants ou salariés agricoles)
- ouvrier (pères ouvriers ou contremaîtres)
- indépendants et cols blancs (pères patrons de l'industrie et du commerce, professions libérales, cadres supérieurs, cadres moyens, employés).

Pour les études supérieures, on a isolé les enfants de professions libérales et cadres supérieurs. Tous les profils ont été estimés séparément pour les hommes et pour les femmes.

---

(1) L. Lévy-Garboua, op. cit., pp. 352-81.

(2) L. Lévy-Garboua, op. cit., p. 144.

Le tableau 10 met en regard les profils âge-salaires correspondant aux diplômés de niveau supérieur, pour l'ensemble d'une part, et le milieu-professions libérales, cadres supérieurs d'autre part, et pour chacun des deux sexes.

Tableau 10

Profils âge-salaires en 1970 des diplômés de niveau supérieur (toutes disciplines)  
suivant le sexe et l'origine sociale

(salaires nets avant impôt et non redressés)

Temps complet

(Unité : F courant)

Sexe et origine sociale  Tranche d'âge	Hommes		Femmes	
	Ensemble (1)	Fils de prof. libérales et cadres sup. <sup>TS</sup> (2)	Ensemble (3)	Filles de prof. libérales et cadres sup. <sup>TS</sup> (4)
19	-	-	12.790	-
20-21	-	-	14.670	13.280
22-24	16.810	21.400	15.320	13.930
25-29	27.480	34.000	19.100	21.640
30-34	38.260	40.280	23.650	28.020
35-39	47.900	52.690	26.390	31.930
40-44	56.900	57.610	26.620	31.510
45-49	57.510	61.960	29.580	29.900

(1) Cf. tableau 6, p. 32, col. 1 et notes (1) et (2).

(2) 22-24 ans : moyenne arithmétique.

25-49 ans : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.

(3) Cf. tableau 6, p. 32, col. 2 et notes (1) et (2).

(4) 20-24 ans : moyenne arithmétique à l'intérieur de chaque tranche d'âge.

25-49 ans : moyenne mobile annuelle sur 5 ans, puis moyenne arithmétique des données lissées à l'intérieur de chaque tranche d'âge.

Ces résultats montrent en général que les salaires des fils et des filles de professions libérales, cadres supérieurs, dépassent la moyenne. Mais, du fait de l'hétérogénéité des diplômés de niveau supérieur, les deux colonnes ne sont sans doute pas entièrement comparables. On observe en effet que les filles

de milieu supérieur entrent plus tard que la moyenne dans la vie active et gagnent moins que les autres jusqu'à 25 ans. Par contre, la situation est différente chez les hommes, où l'avantage de salaire de 25 % que le milieu procure en début de carrière est presque entièrement résorbé dès l'âge de 30 ans (+ 6 %). Alors que les écarts de salaires féminins selon l'origine sociale peuvent être expliqués par des différences de niveaux de formation, il faut plutôt invoquer des différences d'information sur le marché du travail et l'existence de népotisme pour interpréter les disparités masculines.

Les circonstances de discriminations selon l'origine sociale sont encore très différentes en ce qui concerne les études de niveaux primaire et secondaire, et selon le sexe. C'est la conclusion qui ressort d'une analyse des tableaux E.1 et E.2, reproduits en annexe, qui indiquent les profils âge-salaires en 1970 correspondant à quatre types de formation pour lesquels les principaux milieux sont suffisamment représentés. Les coefficients empiriques de discrimination (d) qui en sont déduits illustrent simplement la comparaison des gains des enfants du milieu "indépendants et cols blancs" vis-à-vis de ceux des autres milieux (agricole, ouvrier).

Comme le montre le tableau 11 ci-dessous, les fils d'exploitants ou de salariés agricoles de niveaux primaire et secondaire sont relativement plus désavantagés que les fils d'ouvriers, et ce à n'importe quel âge. Ce résultat confirme nos observations antérieures<sup>(1)</sup>. En outre, le salaire des fils d'indépendants et cols blancs est, dans l'ensemble, plus faible que les autres au cours des premières années de vie active (16-19 ans). Ce fait paradoxal dénote l'absence d'une discrimination à l'embauche à l'encontre des fils de milieux agricole et ouvrier de niveau non supérieur et suggère même que ces derniers détiennent à ce stade un avantage relatif d'information et/ou d'aptitude professionnelle. Le revirement complet de situation qui se produit au bout de quelques années de vie active n'en est que plus significatif. Mais les coefficients de discrimination suivent des évolutions très différentes en fonction de l'âge pour les trois formations courtes : accélération brutale à partir de 40 ans chez les non-diplômés, plafonnement entre 20 et 39 ans chez les titulaires d'un CEP, augmentation entre 20 et 39 ans, puis annulation au delà de cet âge chez les diplômés du technique court. Si l'on fait l'hypo-

---

(1) L. Lévy-Garboua, op. cit., graphique 5.3, p. 355.

T A B L E A U 11

Coefficients de discrimination relatifs à l'origine sociale  
suivant la formation et l'âge

- Hommes de nationalité française -

$$d = \frac{\text{Salaire net moyen du milieu "indépendants et cols blancs"}}{\text{Salaire net moyen des autres milieux}} - 1$$

Formation et origine sociale  Tranche d'âge	Primaire				Secondaire		
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas		C.E.P. sans apprentissage sur le tas		Filière technique avec diplôme court		Ttes filières avec bac. Gal 2ème partie
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu ouvrier
16-19	- 9	- 7	n.d.	+ 32	- 8	- 4	(- 16) <sup>(1)</sup>
20-39	+ 3	- 7	+ 19	+ 11	+ 22	+ 10	+ 16
40-49	+ 45	+ 26	+ 20	+ 12	0	+ 4	+ 47

(1) Effectifs faibles et âges non strictement comparables.

thèse très vraisemblable que les écarts de salaires entre deux catégories sont dus principalement à une représentation différente des contremaîtres, la diversité des évolutions précédentes s'unifie tout d'un coup. En effet, on peut penser que les non-diplômés n'accèdent aux postes hiérarchiques qu'à partir de 40 ans, tandis que les titulaires d'un CEP ou d'un diplôme technique court grimpent plus vite les échelons (entre 20 et 39 ans), et que, si ce sont seulement les plus capables ou les plus motivés, parmi les détenteurs d'un CEP, qui deviennent jamais contremaîtres, la majorité des diplômés du technique court parvient à ce poste. Si notre interprétation est correcte, elle signifie que l'origine sociale est un indice d'attitudes et de motivation au commandement plutôt que d'aptitudes et de capacités d'exécution.

Le "dynamisme professionnel" des fils d'indépendants et de cols blancs aurait donc pour effet de réduire la durée d'ancienneté qui est nécessaire pour accéder aux postes hiérarchiques<sup>(1)</sup>. En outre, un supplément de formation serait partiellement substituable au facteur social, ce qui prêche à penser que l'enseignement conditionne certaines attitudes et motivations au commandement.

Comme l'indique le tableau 12, l'origine sociale produit une différenciation des profils âge-salaires quasi-opposée chez les femmes, à cause des variations de leur taux d'activité suivant le milieu et l'âge. Certes, l'on observe bien encore que les filles d'exploitants et de salariés agricoles gagnent moins dans l'ensemble que les filles d'ouvriers du même âge, lorsqu'elles sont salariées, dans la mesure où les unes et les autres ont des profils d'activité comparables. Mais, à formation égale, les filles d'indépendants et de cols blancs ont tendance à gagner moins que les autres à partir de 40 ans parce qu'elles ont connu en général une période d'inactivité plus longue du fait qu'elles appartiennent à des ménages plus riches. En outre une discrimination selon l'origine sociale apparaît, semble-t-il, au cours des premières années de vie active, à l'inverse de ce qui se passe chez les hommes. Il paraît donc difficile d'expliquer les écarts de salaires à l'embauche par des différences d'information entre les divers milieux sociaux quant au marché du travail,

---

(1) Cette interprétation n'est pas incompatible avec les résultats obtenus par le CETEM et exposés par P. de Gaudemar, "Formations et carrières professionnelles", Communication à la Table Ronde internationale sur l'Economie de l'Education, Dijon, 24-25 Mai 1973, p. 15.

Mais alors que l'étude citée ne discerne guère l'influence propre du milieu social sur l'accès aux emplois d'agent de maîtrise et conclut que "les niveaux de formation n'ont qu'une faible incidence sur les processus de mobilité qui conduisent à ces emplois", nous croyons déceler de tels effets secondaires sur un échantillon de salariés représentatif au niveau national.

T A B L E A U 12

Coefficients de discrimination relatifs à l'origine sociale  
suivant la formation et l'âge

Femmes de nationalité Française

Formation et origine sociale  Tranche d'âge	Primaire				Secondaire			
	Sans diplôme ni appr. sur le tas		C.E.P. sans appr. sur le tas		Filière technique avec diplôme court		Ttes filières avec Bac. Gal 2 <sup>o</sup> partie	
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu agricole	Milieu ouvrier
16-19	+ 10	+ 1	- 16	- 13	+ 37	+ 18	+ 15	+ 28
20-39	+ 33	+ 7	+ 16	+ 5	+ 8	+ 7	+ 14	- 2
40-49	- 14	- 42	- 5	- 9	+ 21	- 3	- 8	- 12

car, si cette hypothèse était vraie, les coefficients de discrimination devraient être de même signe pour les deux sexes<sup>(1)</sup>.

Ainsi ces coefficients expriment plutôt que les fils d'indépendants et cols blancs ont en moyenne des aptitudes professionnelles inférieures aux autres hommes de même formation qu'eux, lorsqu'ils ne parviennent pas à suivre des études supérieures, alors qu'un niveau primaire ou secondaire n'est pas nécessairement un indice de faibles capacités pour une femme issue des couches supérieures de la société. Cette conclusion a au moins deux conséquences. Tout d'abord, il apparaît insuffisant de dire, comme l'admet la théorie psychologique ou théorie du filtre<sup>(2)</sup>, que l'enseignement ne fait que révéler les "aptitudes innées" des individus, puisque celles-ci doivent être appréciées par rapport à un niveau de formation désiré qui diffère selon le milieu social et le sexe (supérieur pour les garçons des couches supérieures, primaire ou secondaire dans les autres cas)<sup>(3)</sup>. Ensuite, il semble que le handicap d'aptitudes professionnelles manifesté par les individus qui n'ont pu atteindre le niveau de formation désiré dans leur milieu social est plus que compensé (pour un même taux d'activité) par l'existence d'attitudes et de motivation au commandement. Ces éléments de dynamisme professionnel sont eux-mêmes véhiculés par le milieu auquel l'enseignement supplémentaire se substitue dans une large mesure.

---

(1) D'autant plus que l'homogamie de classe est mieux vérifiée, car l'information quant au marché du travail peut provenir aussi bien de la mère que du père.

(2) M. Blaug, "La signification de la corrélation éducation-salaire, "Revue Economique, vol. XXII, n° 6, Nov. 1971.

R. Layard, G. Psacharopoulos, "La théorie de l' "écran" et les rendements de l'éducation", Communication présentée à la Table Ronde internationale de l'éducation, Dijon, 24-25 Mai 1973 (traduction française). (Nous préférons "filtre" à "écran")

(3) Il en résulte que la théorie du filtre ne peut être valablement vérifiée qu'au niveau des études supérieures, qui constitue l'objectif maximum pouvant être désiré par tous les milieux.

A N N E X E S

## A N N E X E A

Redressement des gains relatif au sous-emploi normal

NOTE : Ce redressement ne concerne que les données de l'enquête FQP (1970) rapportées à un temps complet. Les lacunes statistiques imposant un assez grand nombre d'hypothèses, la précision indiquée pour les estimations des tableaux A.1 et A.2 est illusoire. On a seulement marqué le résultat numérique obtenu à l'issue des calculs.

----

Le sous-emploi normal (anticipé) d'une cohorte a été déterminé, pour une tranche d'âge, une formation et un sexe donnés, d'après la situation du chômage en 1968, 1969, 1970.

Le rapport :  $c = \frac{\text{PDRE}}{\text{Pop. active}}$ , est l'indice habituel du chômage dont on a pris la moyenne sur les trois années consécutives choisies.

Les chiffres bruts (ventilés suivant le sexe et l'âge seulement) dont on a tiré les estimations, ont été publiés dans les numéros D 18 et D 20 des collections de l'INSEE désignés ci-dessous :

- R. Salais, R. Lionnet, "Enquêtes sur l'emploi de 1968 et 1969", Col. INSEE, D 18, Janvier. 1973.
- J. Pohl, P. Laulhé, R. Lionnet, "Enquête sur l'emploi de 1970", Col. INSEE, D 20, Fév. 1973.

On a pu ainsi mesurer pour trois tranches d'âge (moins de 25 ans, 25-49 ans, 50 ans et plus) et les deux sexes séparément :

- 1) la population active totale au sens du Recensement (1968 : D 18, tabl. 7, p. 45 ; 1969 : D 18, tabl. 7, p. 97 ; 1970 : D 20, tabl. 7, p. 40)
- 2) la population disponible à la recherche d'un emploi, ou P.D.R.E. (1968 : D 18, tabl. 26, p. 65 ; 1969 : D 18, tabl. 26, p. 117 ; 1970 : D 20, tabl. 25, p. 70).

Mais ceci n'est pas une mesure du sous-emploi adaptée à notre étude, car elle ne tient pas compte de la durée moyenne du chômage, c'est à dire de non-perception des gains. Si  $u_1$  est la proportion de la PDRE dont la durée moyenne du chômage atteint ou dépasse 1 an, l'enquête n'a saisi que les gains déclarés par la fraction  $(1 - cu_1)$  de la population active. Le taux de chômage (suivant la définition de l'INSEE) relatif aux personnes dont la durée moyenne du chômage est inférieure à 1 an est donc égal à :  $c(1 - u_1)$ . Soit alors  $u_0$  la partie moyenne de l'année chômée par les chômeurs. Les gains estimés dans l'enquête doivent être multipliés par :

$$(1 - cu_1) \left[ 1 - u_0 c_0 (1 - u_1) \right], \text{ pour tenir compte du sous-emploi.}$$

Ce faisant, on suppose que les chômeurs reçoivent, quand ils travaillent, les mêmes salaires que les personnes employées de la même catégorie.

Malheureusement, les enquêtes Emploi ne mesurent pas directement la durée moyenne du chômage. Elles appréhendent seulement l'ancienneté moyenne de la recherche d'un emploi à la date de l'enquête. Pour contourner cette difficulté, on peut faire l'hypothèse naturelle que, si  $T$  est la durée moyenne du chômage et  $TR$  l'ancienneté moyenne de la recherche d'un emploi, la variable  $TR_i$  concernant le chômeur  $i$  est aléatoire et uniformément distribuée sur le segment  $[0, T_i]$ , tandis que  $T_i$  est elle-même une variable aléatoire de moyenne  $T$ . Dans ces conditions,

$$TR = E(TR_i) = E\left(\frac{T_i}{2}\right) = \frac{T}{2}$$

où  $E$  désigne l'espérance mathématique d'une variable aléatoire. Il suffit donc de doubler l'ancienneté moyenne de la recherche d'un emploi pour obtenir une estimation raisonnable de la durée moyenne du chômage. Les coefficients  $u_0$  et  $u_1$  ont été calculés de cette manière, pour les deux sexes et trois tranches d'âge, d'après les données des enquêtes Emploi (1968 : D 18, tabl. 30, p. 68 ; 1969 : D 18, tabl. 30, p. 120 ; 1970 : D 20, tabl. 28, p. 72).

Pour estimer le sous-emploi d'une catégorie d'individus, non seulement suivant leur sexe et leur âge, mais encore suivant leur formation, nous avons utilisé un tableau inédit tiré de l'enquête Emploi 1971 qu'a bien voulu nous communiquer R. Pohl, à l'INSEE. Ces données indiquent le taux de chômage, en Mars 1971, suivant le niveau de diplôme le plus élevé obtenu et déclaré, le sexe et l'âge. Cinq niveaux de diplômes correspondent aux niveaux de formation retenus dans cette étude :

- . aucun diplôme (primaire sans diplôme ni apprentissage sur le tas)
- . C.E.P. (primaire avec CEP et sans apprentissage sur le tas)
- . C.A.P. (filière technique du secondaire avec diplôme court)
- . Baccalauréat ou BTn (filières générale et technique du secondaire avec diplômes longs)
- . Diplôme de niveau supérieur (supérieur)

On admettra que les non-diplômés qui ont suivi une certaine filière possèdent le niveau de formation immédiatement inférieur à celui du diplôme non obtenu.

Les résultats de R. Pohl se rapportent à trois tranches d'âge :  
Jeunes entrant dans la vie active, moins de 35 ans, 35 ans et plus.

Pour rendre les données de ce tableau homogènes aux autres, on a fait les hypothèses suivantes :

- 1) sont considérés comme jeunes entrant dans la vie active les individus situés dans la première tranche d'âge active correspondant à chaque formation ;
- 2) la durée moyenne du chômage (de durée inférieure ou au moins égale à 1 an) est identique pour les chômeurs de toutes formations, et elle ne dépend que de leur âge et de leur sexe ;
- 3) la fraction de la PDRE dont la durée moyenne du chômage atteint ou dépasse 1 an est identique chez les jeunes entrant dans la vie active et les moins de 35 ans ;
- 4) la part moyenne d'année chômée par les personnes dont la durée moyenne du chômage est inférieure à 1 an est identique chez les jeunes entrant dans la vie active et les moins de 35 ans ;

- 5) l'indice (c) de chômage reste constant entre 25 et 49 ans, comme le montrent les enquêtes Emploi 1968, 1969, 1970, dans lesquelles les résultats observés entre 25 et 39 ans sont identiques (à 1 % près) à ceux observés entre 40 et 49 ans ;
- 6) la propension relative au chômage suivant le sexe et la formation reste constante chez les personnes déjà actives de moins de 35 ans et celles qui ont entre 35 et 49 ans.

En outre, les données de R. Pohl ont dû être normalisées, car le chômage en 1971 (3,24 % pour les moins de 35 ans des deux sexes) était supérieur au taux normal, estimé à 2,13 %. Enfin, les taux de chômage (c) des jeunes entrant dans la vie active, calculés pour cinq niveaux de formation à partir des résultats de R. Pohl, concernent l'ensemble des deux sexes. Ils surestiment donc le sous-emploi masculin et sous-estiment le sous-emploi féminin. Ce biais a été redressé en multipliant ces taux d'ensemble par une propension moyenne au chômage suivant le sexe (pour 1968, 1969, 1970) déterminée à partir des indices de chômage concernant les salaires situés dans une tranche d'âge convenable (moins de 18 ans pour les formations primaires, 18-24 ans pour les autres formations).

On a ainsi estimé des indices de chômage normalisés (c) pour les hommes et les femmes séparément, cinq niveaux de formation et quatre tranches d'âge relatives à ces derniers (Jeunes entrant dans la vie active, actifs de moins de 35 ans, 35-49 ans, 50 ans et plus). En combinant ces résultats aux valeurs de  $u_0$  et  $u_1$  déjà fournies pour les deux sexes et quatre tranches d'âge, on a finalement obtenu les coefficients de redressement consignés dans les tableaux A.1 et A.2.

T A B L E A U A.1

Coefficient de redressement des gains nets  
relatif au sous-emploi normal

-----

## H O M M E S

Formation Tranche d'âge	Primaire	Secondaire			Supérieur
		Technique court	Technique long	Général	Universités et toutes disciplines
Moins de 18 ans	0,990	0,991			
18-19	0,996	0,997	0,987	0,987	
20-21	0,996	0,997	0,996	0,996	
22-24	0,996	0,997	0,996	0,996	0,994
25-29	0,996	0,997	0,996	0,996	0,996
30-34	0,996	0,997	0,996	0,996	0,996
35-39	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
40-44	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
45-49	0,997	0,997	0,997	0,997	0,997
50-54	0,989	0,997	0,989	0,989	0,989
55-59	0,989	0,997	0,989	0,989	0,989
60-64	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989
65-69	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989
ou 60 et +	0,989	0,989	0,989	0,989	0,989

T A B L E A U A.2

Coefficient de redressement des gains nets  
relatif au sous-emploi normal

## F E M M E S

Tranche d'âge \ Formation	Primaire	Secondaire			Supérieur
		Technique court	Technique long	Général	Toutes disciplines
Moins de 18 ans	0,974	0,986			
18-19	0,988	0,991	0,979	0,979	0,990
20-21	0,988	0,991	0,993	0,993	0,990
22-24	0,988	0,991	0,993	0,993	0,990
25-29	0,988	0,991	0,993	0,993	0,994
30-34	0,988	0,991	0,993	0,993	0,994
35-39	0,993	0,993	0,993	0,993	0,993
40-44	0,993	0,993	0,993	0,993	0,993
45-49	0,993	0,993	0,993	0,993	0,993
50-54	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990
55-59	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990
60-64	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990
65-69	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990
ou 60 et +	0,990	0,990	0,990	0,990	0,990

## A N N E X E B

Redressement des gains relatif à la mortalité

NOTE : Les lacunes statistiques imposant un assez grand nombre d'hypothèses, la précision indiquée pour les estimations des tableaux B.1 et B.2 est illusoire. On a seulement marqué le résultat numérique obtenu à l'issue des calculs.

--- --

Les statistiques indiquent chaque année le nombre de vivants pour 10 000 nés-vivants de 5 ans en 5 ans (Annuaire Statistique de la France, INSEE 1972, tableau XIV, p. 34). Pour déterminer des probabilités moyennes de survie pour un vivant à 15 ans par sexe et tranche d'âge, on s'est référé aux coefficients moyens de la décennie 1960-1969 où elles ont très peu varié. Les coefficients relatifs à des âges espacés de cinq en cinq ans (15 ans, 20 ans, etc...) ont d'abord été ramenés à 15 ans, puis aux tranches d'âge utilisées dans cette étude [coef.<sup>(1)</sup>

$$(16-17 \text{ ans}) = 1 ; \text{coef. } (18-19 \text{ ans}) = \frac{1 + \text{coef. } (20)}{2} ;$$

$$\text{coef. } (20-21 \text{ ans}) = \text{coef. } (20) ; \text{coef. } (22-24 \text{ ans}) = \frac{\text{coef. } (20) + \text{coef. } (25)}{2} , \text{ etc..} ]$$

Ils ont été appliqués tels quels à toutes les formations pour les âges compris entre 15 et 34 ans.

Entre 35 et 70 ans, on a aussi utilisé les tables de survie masculine ajustées par G. Calot et M. Febvay sur les observations qu'ils ont rassemblées entre 1955 et 1960 pour plusieurs catégories socio-professionnelles ("La mortalité différentielle selon le milieu social", Etudes et Conjoncture, n° 11, Nov. 1965, pp. 147-58). Douze CS ont été retenues : Manoeuvres, ouvriers spécialisés du secteur privé, ouvriers spécialisés du secteur public, contremaîtres et ouvriers qualifiés du secteur privé, contremaîtres et ouvriers qualifiés du secteur public, employés de bureau du secteur privé, employés de bureau du secteur public,

---

(1) Coef. ( ) désigne ici le coefficient moyen de survie pour 1 vivant à 15 ans.

Instituteurs, cadres moyens du secteur privé, cadres moyens du secteur public, techniciens du secteur privé, et professions libérales et cadres supérieurs.

La distinction entre les emplois des secteurs public et privé n'ayant plus cours au recensement de la population de 1968, on a dû calculer les coefficients moyens de survie (pour 1 vivant à 35 ans) qui correspondent aux nouvelles C.S. agrégées (O.S., contremaîtres et ouvriers qualifiés, employés de bureau, cadres moyens) en pondérant les taux détaillés par la proportion moyenne (en 1968, 1969, 1970) observée dans les secteurs public et privé respectivement d'après les enquêtes Emploi de l'INSEE (1968 : D 18, tabl. 10, pp. 48-9 ; 1969 : D 18, tabl. 10, pp. 100-1 ; 1970 : D 20, tabl 9, pp. 42-3). On n'a finalement conservé que huit C.S. regroupées.

On est ensuite passé des coefficients de survie selon la C.S. aux coefficients de survie selon la formation en s'appuyant sur les données du Recensement de 1968 qui indiquent la répartition socio-professionnelle de la population active suivant le sexe et le diplôme général ou technique ("Résultats du sondage au 1/20 pour la France entière" - "Formation", INSEE, 1971, tabl. 5, pp. 44-89, et tabl. 6, pp. 108-55). Pour cela, on a retenu cinq niveaux de diplômes (CEP, CAP, BEC ou lycée technique, Baccalauréat, Supérieur) que l'on a supposé être exclusifs malgré l'existence d'autres niveaux et la dissociation complète des résultats du Recensement pour les formations générales et techniques. On leur a fait correspondre cinq types de formation étudiés ici : Primaire (avec ou sans CEP), filière technique du secondaire avec diplôme court, filière technique du secondaire avec diplôme long, filière générale du secondaire avec diplôme long, supérieur.

Les coefficients moyens de survie (pour 1 vivant à 35 ans) qui s'appliquent à ces formations sont les moyennes pondérées des coefficients de survie relatifs aux huit C.S. regroupées, les poids exprimant la répartition socio-professionnelle estimée de la population active suivant le sexe et le type de formation. Ces données ont ensuite été ramenées à des coefficients moyens de survie pour 1 vivant à 15 ans. En outre, l'absence de table de survie féminine selon le milieu social nous a conduit à décomposer multiplicativement l'effet d'ensemble du sexe féminin en un effet dû à la différence de structure socio-professionnelle (pour un type de formation donné) et un effet de sexe proprement dit. Les coefficients moyens de survie calculés figurent dans les tableaux B.1 et B.2 ci-dessous.

T A B L E A U B.1

Coefficient de redressement des gains nets  
relatif à la mortalité

—=—=—

## H O M M E S

Formation Tranche d'âge	Primaire	Secondaire			Supérieur			
		Technique court	Technique long	Général	Université et toutes disciplines	ENSAM	Centrale	Etudes médicales
Moins de 18 ans	1	1						
18-19	0,998	0,998	0,998	0,998				
20-21	0,995	0,995	0,995	0,995				
22-24	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992
25-29	0,984	0,984	0,984	0,984	0,984	0,984	0,984	0,984
30-34	0,975	0,975	0,975	0,975	0,975	0,975	0,975	0,975
35-39	0,961	0,962	0,963	0,963	0,964	0,964	0,964	0,964
40-44	0,943	0,948	0,951	0,952	0,954	0,954	0,954	0,954
45-49	0,914	0,923	0,930	0,933	0,936	0,936	0,936	0,936
50-54	0,873	0,886	0,899	0,904	0,910	0,910	0,910	0,910
55-59	0,810	0,833	0,853	0,860	0,869	0,869	0,869	0,869
60-64	0,722	0,718	0,780	0,792	0,805	0,805	0,805	0,805
65-69	0,602	0,638	0,676	0,690	0,707	0,707	0,707	0,707
ou 60 et +	0,657	0,691	0,723	0,735	0,751	0,751	0,751	0,751

T A B L E A U B.2

Coefficient de redressement des gains nets  
relatif à la mortalité

-----  
F E M M E S

Tranche d'âge \ Formation	Primaire	Secondaire			Supérieur
		Technique court	Technique long	Général	Toutes disciplines
Moins de 18 ans	1	1			
18-19	0,999	0,999	0,999	0,999	0,999
20-21	0,998	0,998	0,998	0,998	0,998
22-24	0,996	0,996	0,996	0,996	0,996
25-29	0,992	0,992	0,992	0,992	0,992
30-34	0,988	0,988	0,988	0,988	0,988
35-39	0,981	0,982	0,983	0,983	0,983
40-44	0,971	0,978	0,978	0,981	0,982
45-49	0,954	0,969	0,969	0,976	0,978
50-54	0,931	0,955	0,955	0,968	0,971
55-59	0,901	0,940	0,940	0,960	0,965
60-64	0,856	0,914	0,914	0,942	0,951
65-69	0,791	0,872	0,871	0,914	0,923
ou 60 et +	0,816	0,882	0,882	0,916	0,926

T A B L E A U C.1

Coefficient de redressement des gains nets  
suivant la formation scolaire et l'âge

-----

## H O M M E S

Tranche d'âge	Primaire	Secondaire			Supérieur			
		Technique court	Technique long	Général	Université et toutes disciplines	ENSAM	Centrale	Etudes médicales
Moins de 18 ans	0,990	0,991						
18-19	0,994	0,995	0,985	0,985				
20-21	0,991	0,992	0,991	0,991				
22-24	0,988	0,989	0,988	0,988	0,986	0,992	0,992	0,992
25-29	0,980	0,981	0,980	0,980	0,980	0,984	0,984	0,984
30-34	0,971	0,972	0,971	0,971	0,971	0,975	0,975	0,975
35-39	0,958	0,959	0,960	0,960	0,961	0,964	0,964	0,964
40-44	0,940	0,945	0,948	0,949	0,951	0,954	0,954	0,954
45-49	0,911	0,920	0,927	0,930	0,933	0,936	0,936	0,936
50-54	0,863	0,883	0,889	0,894	0,900	0,910	0,910	0,910
55-59	0,801	0,831	0,844	0,851	0,859	0,869	0,869	0,869
60-64	0,714	0,710	0,771	0,783	0,796	0,805	0,805	0,805
65-69	0,595	0,631	0,669	0,682	0,699	0,707	0,707	0,707
ou 60 et +	0,650	0,683	0,715	0,727	0,743	0,751	0,751	0,751

T A B L E A U C.2

Coefficient de redressement des gains nets  
suivant la formation scolaire et l'âge

## F E M M E S

Tranche d'âge	Primaire	Secondaire			Supérieur
		Technique court	Technique long	Général	Toutes disciplines
Moins de 18 ans	0,974	0,986			
18-19	0,987	0,990	0,978	0,978	0,989
20-21	0,986	0,989	0,991	0,991	0,988
22-24	0,984	0,987	0,989	0,989	0,986
25-29	0,980	0,983	0,985	0,985	0,986
30-34	0,976	0,979	0,981	0,981	0,982
35-39	0,974	0,975	0,976	0,976	0,976
40-44	0,964	0,971	0,971	0,974	0,975
45-49	0,947	0,962	0,962	0,969	0,971
50-54	0,922	0,945	0,945	0,958	0,961
55-59	0,892	0,931	0,931	0,950	0,955
60-64	0,847	0,905	0,905	0,933	0,941
65-69	0,783	0,863	0,862	0,905	0,914
ou 60 et +	0,808	0,873	0,873	0,907	0,917

T A B L E A U D  
ELEMENTS DU COUT DE L'ACTIVITE MEDICALE  
POUR LES MEDECINS GENERALISTES

TITRE EN CLAIR	Spécification du poste	Montant moyen (1) pour les généralistes en 1967 (en F. courants)	Source : C.R.E.P., I, Juillet 1971, pages :
<b>I - DEPENSES PROFESSIONNELLES COURANTES</b>			
1. Dépenses de personnel	Personnel de service (70 %), Secrétaires (18 %), Infirmières, Autres	4 700 F.	69-70
2. Loyers professionnels + charges et fournitures extérieures	Les fournitures extérieures (eau, gaz, électricité, chauffage) sont souvent comprises avec les loyers et charges locatives	1 990 F. (loyer = 2 300 F. chez les locataires)	71
3. Petit matériel : produits et dépenses d'entretien		900 F.	72
4. Voitures : entretien, essence, garage		3 900 F.	71
5. Téléphone		895 F.	95
6. Assurances : professionnelles, des biens		1 400 F.	95
7. Intérêts des emprunts	18 % des sommes versées à titre d'intérêts et de remboursement des sommes empruntées (en gros, moins de 30 % des généralistes sont endettés pour leur activité professionnelle)	250 F.	73-74
8. Charges fiscales, cotisations professionnelles	<ul style="list-style-type: none"> <li>. Charges fiscales incombant à l'activité médicale : patente, 50 % contribution foncière, 50 % impôts des collectivités locales et divers établissements.</li> <li>. Cotisations professionnelles : Allocation familiale employeurs et travailleurs indépendants, cotisations à l'Ordre et aux syndicats professionnels.</li> </ul>	2 030 F.  1 765 F.	72-73
9. Documentation et formation post-universitaire	Livres, abonnements à des publications professionnelles, stages hospitaliers, congrès, autres activités de formation.	850 F.	75
10. Redevances hospitalières	Sommes versées à des établissements hospitaliers correspondant à l'utilisation des installations techniques par les médecins	105 F. (790 F. pour les médecins concernés)	76
11. Honoraires rétrocedés	Correspondent surtout aux remplacements effectués par des confrères, durant la période des vacances	2 410 F. (6 535 F. pour les médecins concernés)	76
<b>II - DEPRECIATION DU CAPITAL A USAGE PROFESSIONNEL</b>			
12. Locaux professionnels	. 5 % de la valeur	3 040 F.	80-81
13. Matériel professionnel	<ul style="list-style-type: none"> <li>%. de la valeur :</li> <li>. 10 % pour le mobilier profes. et le petit matériel courant.</li> <li>. 15 % pour les autres matériels</li> </ul>	1 240 F.	81-82-84
14. Voitures	Durée de vie : <ul style="list-style-type: none"> <li>. 3 ans pour médecins ruraux (communes de moins de 5 000 habit.) qui parcourent plus de 30 000 km. par an</li> <li>. 4 ans pour tous les autres.</li> </ul>	1 920 F.	85

(1) Arrondi à 5 F. près.

T A B L E A U E.1

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveau primaire et secondaire

selon l'origine sociale

H O M M E S

Temps complet

(Unité : F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire				
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans app. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Ttes filières avec Bac. gal 2 <sup>o</sup> partie	
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	5 010	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	8 130	7 370	5 740	-	8 370	8 570	9 060	7 580	7 490	-	(9 920)
18-19	9 170	9 520	9 920	12 940	11 230	17 250	9 280	10 030	9 470	11 750	-
20-21	10 450	10 300	11 030	10 680	12 260	14 700	11 180	12 240	12 280	13 220	12 300
22-24	11 470	11 840	11 310	11 780	13 640	14 170	12 790	14 260	14 840	17 780	15 060
25-29	12 040	13 250	14 960	13 090	14 640	14 020	15 310	16 050	18 340	18 640	19 670
30-34	12 460	13 910	13 060	15 100	14 750	18 490	15 710	17 900	20 330	23 700	26 430
35-39	12 220	14 450	13 860	15 120	15 900	18 150	17 280	19 620	21 480	28 940	40 870
40-44	12 150	14 190	16 680	15 430	16 360	18 430	20 810	21 730	22 420	32 340	44 540
45-49	11 870	13 540	18 200	15 730	16 960	18 900	23 720	21 320	22 220	25 240	39 870

T A B L E A U E.2

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveaux primaire et secondaire

selon l'origine sociale

F E M M E S

Temps complet

(Unité:F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire					
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans app. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Toutes filières avec Bac. général 2 <sup>o</sup> partie		
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	4 950	6 200	7 710	8 290	7 930	5 290	6 610	5 880	8 600	-	-	-
18-19	8 120	8 070	6 650	8 270	8 170	8 650	6 280	9 080	9 090	11 020	9 920	12 670
20-21	7 840	8 170	7 090	8 880	9 830	10 180	9 140	10 190	9 660	11 990	12 150	17 360
22-24	7 160	8 640	8 620	8 530	9 820	9 940	12 810	12 020	12 470	13 700	14 330	13 160
25-29	8 090	10 480	11 120	10 110	10 360	10 500	12 360	12 450	13 140	15 820	17 340	16 370
30-34	6 400	9 200	10 430	9 530	10 800	11 430	13 650	13 000	15 160	17 160	19 590	20 230
35-39	8 140	9 310	10 400	9 300	10 350	11 530	13 140	13 910	14 730	19 320	25 390	23 210
40-44	11 480	15 550	10 630	11 700	11 570	10 630	13 410	17 210	15 290	24 210	25 420	21 600
45-49	10 510	16 950	8 220	9 860	10 900	9 910	13 040	15 630	16 660	n.d.	25 250	22 860

## A N N E X E F

## Gains nets avant cotisations sociales obligatoires\*

---

En France, il est d'usage d'indiquer les salaires nets des cotisations sociales à la charge du salarié. Les données ainsi obtenues ne sont pas strictement comparables à celles qui sont fournies dans les autres pays ; en outre, cette déduction à la source est une cause systématique de distorsion entre les gains et la productivité marginale du travail qui conduirait, si elle n'était rectifiée, à sous-estimer la rentabilité sociale de l'éducation.

Le calcul des gains nets avant cotisations sociales pose toutefois un problème de définition, étant donné que les charges sont multiples, qu'elles sont financées pour partie par l'employé et pour partie par l'employeur, et que chaque entreprise a la liberté d'adopter un barème plus ou moins libéral (le système prévu pour les fonctionnaires est lui-même différent de tous ceux qui s'appliquent aux salariés de statut privé). Pour évaluer le bénéfice social de l'éducation, les cotisations sociales doivent être considérées comme un effet externe fiscal de l'enseignement, et donc rigidement liées aux contributions productives individuelles. C'est pourquoi l'on ne tiendra compte ci-dessous que des prélèvements minima obligatoires, fixés légalement ; par contre, on éliminera les dépassements admis par de nombreuses conventions, et l'on ne s'inquiétera pas de savoir si c'est l'employé ou l'employeur qui acquitte l'impôt.

Le tableau F.1 fournit un barème simplifié des cotisations sociales obligatoires en 1970, en distinguant celles qui sont à la charge de l'employé et de l'employeur. Les cotisations qui correspondent à des salaires nets intermédiaires aux valeurs rondes indiquées peuvent être calculées par interpolation linéaire avec une précision suffisante dans la plupart des cas. Toutefois, on obtient une meilleure estimation en appliquant directement le mode de calcul indiqué dans les notes (1) et (2) du Tableau F.1.

---

\* La définition des cotisations et des taux retenus doit beaucoup aux conseils compétents des Services Financiers du C.R.E.D.O.C., que je tiens à remercier.

Les tableaux F.2 à F.8 bis retracent les profils âge-gains correspondant aux formations étudiées dans le texte, mais cette fois avant cotisations sociales obligatoires. Il a semblé utile, en outre, d'en donner deux estimations, selon que les salaires sont nets de frais professionnels (10 %) ou non.

T A B L E A U F.1

Barème des cotisations sociales obligatoires en 1970  
à la charge du salarié et de l'employeur  
suivant le salaire annuel net

(Unité : F courant)

Salaire annuel net (sans aucune déduction pour frais professionnels)	Cotisations sociales à la charge du salarié (1)	Cotisations sociales obligatoires à la charge de l'employeur (2)	Total des cotisations sociales obligatoires
10 000	1 000	6 300	7 300
20 000	1 300	8 100	9 400
30 000	1 700	9 900	11 600
40 000	2 000	11 800	13 800
50 000	2 300	13 900	16 200
60 000	2 600	16 300	18 900
70 000	3 000	19 100	22 100
80 000	3 200	21 600	24 800
90 000	3 400	23 800	27 200
100 000	3 600	25 300	28 900

- (1) Deux régimes de retraite différents pour les non-cadres et les cadres :
- Retenues pour les non-cadres : Retraite 1%
  - Retenues pour les cadres : sur tranches B (= salaire - 18 000) :  
Retraite : 2%

Jusqu'à 30 000F (net), on a appliqué le barème des non-cadres.

A partir de 40 000F (net), on a appliqué le barème des cadres.

Les autres retenues concernent la Sécurité Sociale : 5,5% sur tranche A +  
1% sur S ; l'assurance chômage : 0,08% sur S (salaire plafond : 75 600F).

- (2) Le total se décompose ainsi :

- Charges fixes : Prime de transport : 20 F ; Chèques restaurant : 70 F
- Sur tranche A (18 000 F) : Sécurité sociale : 26,5 % ; Accidents du travail : 2,0 % ; Prévoyance : 1,55 % ; TOTAL : environ 30 %
- Sur totalité S : Sécurité sociale : 2 % ; Versement forfaitaire : 4,25 % ; Construction : 1 % ; Assurance chômage : 0,32 % ; TOTAL : environ 7,60 %
- Sur tranche B = S - A (salaire-plafond = 75 600 F) : 6 %
- Sur S - 30 000 : Versement complémentaire : 4,25 %
- Sur S - 60 000 : Versement complémentaire : 9,35 %

## T A B L E A U F.2

Profils âge - gains en 1970  
des docteurs en médecine générale  
avant cotisations sociales obligatoires  
(données avant I.R.P.P. et non redressées)

(Unité : F courant)

Tranche d'âge	Gains
29-30	72 418
31-34	108 042
35-39	112 080
40-44	126 661
45-49	127 536
50-54	116 746
55-59	118 701
60-64	106 665
65 et +	80 272

T A B L E A U F.3

Profils âge - gains en 1970

des élèves diplômés de l'ENSAM et de l'ECP  
avant cotisations sociales obligatoires et selon deux définitions

(données avant impôt et non redressées)

H O M M E S

(Unité : F courant)

Définition des gains  Tranche d'âge	Ecole Nationale Supérieure d'Arts et Métiers		Ecole Centrale de Paris	
	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels
23-24	37 270	39 870	40 430	43 280
25-29	46 130	49 440	50 580	54 260
30-34	61 350	65 880	68 270	73 340
35-39	77 040	82 760	89 090	95 700
40-44	93 670	100 650	111 080	119 440
45-49	94 700	101 760	116 530	125 340
50-54	97 690	104 980	113 510	122 070
55-59	93 390	100 340	119 880	128 980
60-64	92 960	99 880	103 670	111 430
65-69	40 410	43 260	48 940	52 480

T A B L E A U F.4

Profils âge - salaires en 1970  
des diplômés de niveau supérieur  
avant cotisations sociales obligatoires et selon deux définitions  
pour les deux sexes et quelques formations-type  
(salaires avant impôt et non redressés)

Temps complet

(Unité : F courant)

Diplôme  Tranche d'âge	Tous diplômes de niveau supérieur Hommes		Tous diplômes de niveau supérieur Femmes		Licence ès-Sciences Hommes		Licence en droit ou Sciences économiques Femmes	
	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels						
19	-	-	20 890	22 170	-	-	-	-
20-21	-	-	23 170	24 640	-	-	-	-
22-24	25 810	27 490	23 920	25 450	-	-	-	-
25-29	39 080	41 830	28 700	30 610	29 870	31 880	37 450	40 070
30-34	52 460	56 290	34 350	36 720	41 800	44 770	53 930	57 870
35-39	64 800	69 590	37 790	40 430	66 750	71 700	64 410	69 170
40-44	76 700	82 390	38 120	40 780	73 110	78 540	81 450	87 500
45-49	77 510	83 260	41 680	44 640	75 330	80 920	83 650	89 860
50-54	74 530	80 070	43 790	46 920	75 740	81 360	81 640	87 700
55-59	76 730	82 420	44 430	47 610	85 440	91 780	67 330	72 320
60 et plus	85 410	91 750	41 740	44 700	89 820	96 490	79 100	84 970

T A B L E A U F.5

Profils âge - salaires en 1970  
correspondant à des formations de niveaux primaire et secondaire  
avant cotisations sociales obligatoires et selon deux définitions

H O M M E S

Temps complet

(Unité : F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire				Secondaire									
	Sans diplôme ni app. sur le tas		C.E.P. sans app. sur le tas		Filière technique avec diplôme court		Filière technique avec diplôme long		Filière générale sans dipl. second.		Filière générale avec Bac. général 2ème partie		Ttes filières avec Bac. Gal 2 <sup>o</sup> partie	
	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels
15	11 210	11 710	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	13 900	14 610	14 730	15 510	14 910	15 710	-	-	-	-	-	-	-	-
18-19	16 860	17 820	20 880	22 160	17 170	18 150	19 370	20 530	17 200	18 180	20 530	21 780	19 550	20 730
20-21	17 970	19 010	20 310	21 540	19 840	21 030	21 900	23 260	22 370	23 770	19 690	20 870	21 170	22 470
22-24	19 390	20 550	21 080	22 370	22 720	24 150	24 000	25 540	23 080	24 540	23 010	24 460	22 670	24 100
25-29	21 140	22 430	22 080	23 460	25 690	27 360	32 000	34 180	25 730	27 400	28 130	29 990	28 540	30 430
30-34	21 140	22 430	24 760	26 360	28 080	29 940	38 490	41 190	29 050	30 990	37 010	39 590	39 160	41 920
35-39	21 700	23 040	24 550	26 130	29 840	31 840	40 480	43 340	40 580	43 450	49 600	53 200	50 490	54 160
40-44	22 020	23 390	25 680	27 350	31 890	34 060	44 860	48 090	35 760	38 240	56 540	60 680	55 260	59 310
45-49	21 140	22 430	26 250	27 970	32 480	34 700	43 210	46 290	33 520	35 820	53 120	57 000	52 390	56 210
50-54	21 260	22 570	27 080	28 860	30 250	32 290	39 130	41 880	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	51 820	55 590
55-59	22 000	23 370	28 220	30 090	28 320	30 200	37 450	40 080	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	55 560	59 640
60 et +	21 120	22 410	27 060	28 840	27 170	28 960	45 540	48 810	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	56 460	60 600

TABLEAU F.6

## Profils âge - salaires en 1970

correspondant à des formations de niveaux primaire et secondaire  
avant cotisations sociales obligatoires et selon deux définitions

## FEMMES

Temps complet

(Unité : F courant)

Tranche d'âge	Formation		Primaire				Secondaire							
			C.E.P.				Technique				Général			
	Sans diplôme ni app. sur le tas		sans app. sur le tas		Filière technique avec diplôme court		Filière technique avec diplôme long		Filière générale sans dipl. second.		Filière générale avec Bac. général 2ème partie		Ttes filières avec Bac.Gal 2 <sup>o</sup> partie	
	Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels	Aucune déduction pour frais professionnels												
15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	12 300	12 890	14 250	15 000	12 670	13 290	-	-	14 490	15 250	-	-	-	-
18-19	14 550	15 320	15 100	15 910	15 930	16 800	20 250	21 480	14 490	15 250	18 060	19 110	19 370	20 530
20-21	15 520	16 360	17 110	18 080	17 340	18 330	20 250	21 480	16 780	17 730	23 670	25 180	24 180	25 730
22-24	15 510	16 350	17 100	18 070	19 690	20 870	21 460	22 790	19 280	20 430	22 450	23 860	21 950	23 320
25-29	17 300	18 290	17 790	18 820	20 760	22 030	24 220	25 770	20 120	21 330	25 110	26 730	25 560	27 220
30-34	14 880	15 680	18 320	19 290	22 660	24 090	24 550	26 130	23 140	24 600	29 290	31 250	29 130	31 070
35-39	16 450	17 370	17 380	18 380	22 350	23 750	30 010	32 020	22 940	24 390	32 820	35 060	33 390	35 680
40-44	19 510	20 680	19 280	20 430	24 190	25 740	32 940	35 190	24 350	25 920	33 960	36 300	33 560	35 870
45-49	20 960	22 250	17 970	19 020	26 300	28 020	25 110	26 730	22 110	23 490	36 460	39 000	34 600	36 980
50-54	16 210	17 110	18 090	19 150	21 660	23 010	23 270	24 750	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	34 010	36 350
55-59	16 810	17 760	18 390	19 470	21 660	23 010	23 270	24 750	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	34 010	36 350
60 et +	15 140	15 950	19 400	20 560	21 660	23 010	23 270	24 750	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	34 010	36 350

T A B L E A U F.7

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveaux primaire et secondaire

avant cotisations sociales obligatoires et selon l'origine sociale

1. Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels

(Salaires avant impôt et non redressés)

H O M M E S

Temps complet

(Unité : F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire				
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans appr. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Ttes filières avec Bac. G <sup>al</sup> 2 <sup>o</sup> partie	
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	11 210	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	15 130	14 170	12 140	-	15 370	15 670	16 260	14 380	14 290	-	(17 320)
18-19	16 370	16 820	17 320	21 140	19 030	26 350	16 580	17 430	16 770	19 650	-
20-21	17 950	17 800	18 730	18 280	20 260	23 200	18 880	20 240	20 280	21 420	20 300
22-24	19 270	19 740	19 110	19 680	21 940	22 570	20 890	22 660	23 340	27 080	23 660
25-29	19 940	21 450	23 560	21 290	23 140	22 420	23 810	24 850	27 740	28 140	29 370
30-34	20 460	22 310	21 260	23 700	23 350	27 890	24 510	27 200	30 230	34 400	37 830
35-39	20 220	22 950	22 160	23 720	24 700	27 550	26 380	29 320	31 680	40 840	55 770
40-44	20 150	22 590	25 680	24 130	25 260	27 830	30 810	31 930	32 820	45 140	60 440
45-49	19 770	21 840	27 600	24 530	26 060	28 400	34 420	31 420	32 620	36 340	54 570

T A B L E A U F.7 bis

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveaux primaire et secondaire

avant cotisations sociales obligatoires et selon l'origine sociale

2. Aucune déduction pour frais professionnels

(Salaires avant impôt et non redressés)

H O M M E S

Temps complet

(Unité:F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire				
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans appr. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Ttes filières avec Bac. Gal 2 <sup>o</sup> partie	
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	11 710	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	15 940	14 910	12 710	-	16 210	16 530	17 170	15 140	15 040	-	(18 310)
18-19	17 290	17 770	18 310	22 430	20 150	28 080	17 510	18 430	17 720	20 830	-
20-21	19 000	18 830	19 830	19 350	21 490	24 670	20 000	21 460	21 510	22 740	21 530
22-24	20 420	20 920	20 240	20 860	23 300	23 990	22 170	24 090	24 820	28 860	25 170
25-29	21 140	22 780	25 060	22 600	24 600	23 820	25 340	26 460	29 570	30 000	31 340
30-34	21 710	23 700	22 570	25 210	24 830	29 740	26 080	28 990	32 260	36 770	40 470
35-39	21 440	24 400	23 550	25 230	26 290	29 370	28 110	31 280	33 830	43 730	59 860
40-44	21 370	24 010	27 350	25 670	26 900	29 670	32 890	34 100	35 060	48 370	64 890
45-49	20 960	23 190	29 420	26 100	27 760	30 290	36 790	33 550	34 840	38 860	58 560

T A B L E A U P.8

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveaux primaire et secondaire

avant cotisations sociales obligatoires et selon l'origine sociale

1. Déduction forfaitaire de 10 % pour frais professionnels

(Salaires avant impôt et non redressés)

F E M M E S

Temps complet

(Unité : F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire					
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans appr. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Ttes filières avec Bac. Gal 2 <sup>o</sup> partie		
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	11 150	12 700	14 610	15 290	14 830	11 590	13 210	12 280	15 700	-	-	-
18-19	15 120	15 070	13 250	15 270	15 170	15 750	12 780	16 280	16 390	18 720	17 320	20 770
20-21	14 740	15 170	13 790	16 080	17 230	17 680	16 440	17 690	16 960	19 890	20 150	26 560
22-24	13 860	15 740	15 720	15 630	17 220	17 340	20 910	19 920	20 470	22 000	22 730	21 360
25-29	15 090	17 980	18 820	17 610	17 860	18 000	20 360	20 450	21 340	24 620	26 540	25 270
30-34	12 900	16 500	17 930	16 830	18 400	19 230	21 950	21 200	23 760	26 260	29 290	30 130
35-39	15 140	16 610	17 900	16 600	17 850	19 330	21 340	22 210	23 230	29 020	36 490	33 810
40-44	19 280	24 250	18 230	19 600	19 370	18 230	21 610	26 310	23 890	35 010	36 520	31 800
45-49	18 110	25 950	15 220	17 260	18 600	17 210	21 240	24 330	25 660	n.d.	36 250	33 360

T A B L E A U F.8 bis

Profils âge - salaires en 1970

correspondant à quelques formations de niveaux primaire et secondaire

avant cotisations sociales obligatoires et selon l'origine sociale

2. Aucune déduction pour frais professionnels

(Salaires avant impôt et non redressés)

F E M M E S

Temps complet

(Unité : F courant)

Formation  Tranche d'âge	Primaire						Secondaire					
	Sans diplôme ni apprentissage sur le tas			C.E.P. sans appr. sur le tas			Filière technique avec diplôme court			Ttes filières avec Bac. Gal 2 <sup>o</sup> partie		
	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs	Milieu agricole	Milieu ouvrier	Milieu indé- pendants et cols blancs
15	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
16-17	11 650	13 320	15 380	16 120	15 620	12 120	13 870	12 870	16 560	-	-	-
18-19	15 930	15 880	13 920	16 100	15 990	16 620	13 410	17 190	17 300	19 820	18 310	22 040
20-21	15 520	15 990	14 500	16 970	18 210	18 700	17 350	18 710	17 930	21 090	21 370	28 300
22-24	14 580	16 600	16 580	16 480	18 200	18 330	22 190	21 120	21 720	23 370	24 160	22 680
25-29	15 900	19 030	19 930	18 620	18 900	19 050	21 600	21 700	22 650	26 200	28 270	26 910
30-34	13 540	17 420	18 970	17 780	19 480	20 370	23 320	22 500	25 280	27 980	31 250	32 150
35-39	15 950	17 540	18 940	17 530	18 890	20 480	22 650	23 600	24 700	30 950	39 030	36 130
40-44	20 430	25 810	19 290	20 770	20 530	19 290	22 950	28 030	25 420	37 430	39 060	33 960
45-49	19 160	27 650	16 040	18 250	19 690	18 200	22 540	25 890	27 330	n.d.	38 780	35 650

20 JUL 1976

Rep: 1000

C  
R

N  
24

R