



No 1995 – 06
Septembre

La mesure du capital éducatif

Pierre Villa

SOMMAIRE

RESUME.....	5
SUMMARY.....	7
INTRODUCTION.....	9
I. QUELQUES REMARQUES SUR L'AGREGATION DES FACTEURS DE PRODUCTION.....	10
II. UN INDICATEUR DE NIVEAU D'EDUCATION SELON LE DIPLOME.....	14
III. UNE MESURE DU STOCK D'EDUCATION.....	17
3.1 LA STRUCTURE DE LA POPULATION ACTIVE PAR DUREE DES ETUDES.....	17
3.2 LE STOCK D'EDUCATION	20
3.3 L'INVESTISSEMENT BRUT EN EDUCATION.....	20
3.4 COMMENTAIRES DES RESULTATS(VOIR ANNEXE2).....	21
IV. UNE AUTRE MESURE DU TRAVAIL A QUALITE ET EFFICACITE CONSTANTE.....	23
ANNEXE 1 - DEMOGRAPHIE DES BACHELIERS.....	27
ANNEXE 2 - NIVEAU D'EDUCATION DE LA POPULATION ACTIVE.....	35
ANNEXE 3 - COMPARAISON DE DIVERSES MESURES DU CAPITAL EN EDUCATION.....	52
REFERENCES.....	54
Liste des documents de travail d'CEPII	56

RESUME

Nous calculons pour la France des séries temporelles partielles et globales de ce qu'il est convenu d'appeler le capital humain macroéconomique en utilisant le niveau d'éducation comme facteur discriminant de la qualité et de l'efficacité des différentes catégories de travail. La méthode est celle de l'inventaire permanent. Elle mobilise des données démographiques concernant la structure par âge et par sexe de la population et les taux d'activité, des données d'éducation ayant trait aux diplômés et à la durée des études et des données d'enquêtes concernant le lien entre les salaires et les niveaux d'éducation.

Cela nous permet de calculer plusieurs indicateurs du capital, de l'investissement et des déclassements en éducation : le stock de bacheliers dans la population de 15-65 ans, la structure par durée des études de la population active, le stock d'éducation en (personnes*durée des études). La durée moyenne des études et la structure par niveau éducatif de la population active évoluent lentement et sont peu perturbées par les guerres, mais montrent deux ruptures vers 1960 (baby-boom) et 1980 (allongement des études au delà du secondaire). La réduction des inégalités devant l'éducation semble plafonner à son maximum dans les années récentes si on a la mesure par le rapport écart-type/moyenne de la durée des études dans la population active. L'investissement éducatif dépend dans ses fluctuations des guerres et des successions de classes creuses et pleines mais, dans sa tendance, il dépend de l'augmentation de l'éducation des femmes et de leur taux d'activité ainsi que de l'allongement de la durée des études au delà du secondaire dans l'après-guerre.

Plus précisément, l'effort éducatif stagne avant la première guerre mondiale pour des raisons démographiques. Dans l'entre-deux-guerres, le taux d'accumulation en éducation est stable et celui des femmes rejoint celui des hommes en raison de la baisse des taux d'activité féminins et des pertes de guerre masculines. La reprise du taux d'accumulation en 1935, provient de l'entrée dans l'activité des générations plus nombreuses de l'après première guerre mondiale. De 1946 à 1962, la baisse du taux d'accumulation produit de la diminution du taux d'activité des jeunes, de la reprise d'activité des adultes et de l'apparition des classes creuses de la deuxième guerre mondiale. De 1962 à 1980, le taux d'investissement éducatif résulte de l'allongement des études des femmes, de l'entrée dans l'activité des générations du baby-boom et de l'augmentation d'activité des femmes. Depuis 1980, l'allongement de la durée des études fait stagner le taux d'accumulation en éducation dans la population active.

En faisant l'hypothèse que l'efficacité du travail est proportionnelle au salaire versé, il est possible de calculer d'autres indicateurs du travail à qualité et efficacité constantes selon l'élasticité de substitution entre les catégories de travailleurs ayant atteint un certain nombre d'années d'études. Pour un indice de Cobb-Douglas, le capital humain croît plus lentement que la durée des études parce que la substitution est partielle. L'élévation du niveau éducatif à partir de 1970 ne correspond pas à l'éventail des salaires.

SUMMARY

Measuring education capital

Macroeconomic time series of human capital are computed for France over a long period. The educational level is used to discriminate between the quality and the efficiency of different types of labour. Computations use the perpetual-inventory method. In addition, vital statistics concerning the population age, gender structure and participation (activity) rates are used, as one educational data concerning levels of attainment and years of schooling. Surveys concerning the link between wages and educational levels are also used.

Several indicators of educational capital, investment and scrapping can thus be calculated : the bachelor-degree stock in the 15-65 aged population, the structure of the working population (including the unemployed), the "stock of education" in person*years of schooling. The average years of schooling, and the structure of the working population according to years of schooling evolve gradually and are little disturbed by wars, but show two breakpoints around 1960 (baby-boom), and 1980 (extension of education after high-school). Inequalities concerning schooling are stable at in the lowest levels in recent years, when they are measured by the standard error/mean ratio of years of schooling in the working population. Educational investment fluctuates for demographic reasons (war, baby-boom), but its trend is given by the increase of female school attendance, the increase in female participation in the labour force, and the general lengthening of higher education after the second world war.

If it is assumed that work efficiency is proportional to wages, other indicators of labour at constant quality and efficiency levels can be computed according to the elasticity of substitution between the workers having gone to school for differing length of time (in years). With a Cobb-Douglas index, human capital grows more slowly than the average years of schooling, because of the low level of substitution. The increase in the level of education does not fit with the range of wages.

Keywords : human capital, years of schooling, labour at constant quality and efficiency.

JEL classification numbers: J21, C82, O47

*La mesure du capital éducatif**

Pierre Villa¹

INTRODUCTION

Les développements récents des théories de la croissance incitent à faire un retour sur la vieille question de la mesure des facteurs explicatifs (capital et travail), si on ne veut pas tomber dans la tautologie consistant à les mesurer par leur rémunération. Si la mesure du capital physique ne pose pas de questions autres que d'information statistique parce qu'on peut se référer à la comptabilité, il existe plusieurs propositions pour mesurer le travail. Les économistes s'accordent à penser que l'agrégation du facteur travail revient à le ramener au travail à qualité constante et à efficacité constante. Ils considèrent que le niveau d'éducation est un bon indicateur de l'efficacité des travailleurs dans la mesure où, au niveau macroéconomique, on la résume aux compétences générales et transférables d'une entreprise à l'autre et où on néglige les compétences spécifiques acquises dans le travail lui-même. Du point de vue théorique, une telle mesure ne nécessite pas, au niveau macroéconomique, de faire appel à une théorie du capital humain qui suppose un choix intertemporel rationnel de l'individu finalisé par une fonction objectif. Le développement de l'éducation en France s'est fait en grande partie grâce à l'action publique et partiellement sous forme obligatoire².

En prélude à une actualisation des quantifications de la croissance, nous proposons ici des mesures systématiques et diachroniques du travail à qualité et efficacité constante basées sur la méthode de l'inventaire permanent. Ce travail nécessite de faire des choix dans trois domaines. Tout d'abord, il faut distinguer les différentes qualités de travail. Les diplômes sont sans doute un critère plus pertinent que la durée des études pour discriminer les travailleurs. Mais ils nécessitent de procéder à une homogénéisation spatiale -si on ne veut pas tomber dans des critères trop spécifiques liés au métier- et temporelle parce que leur signification change au cours du temps. Devant l'ampleur de la tâche, nous avons préféré le critère de la durée des études, plus abstrait, qui permettait de recourir à des données plus rapidement mobilisables. Ensuite, pour obtenir des séries temporelles cohérentes, nous avons adopté une méthode démographique de façon à prendre en compte le poids des générations dans l'investissement éducatif, les décalages entre naissances, éducation et vie active, et les déclassements pour décès et retraite. Enfin, nous avons

* Version corrigée de février 1996

¹ Conseiller scientifique au CEPII

² On peut même imaginer que cette obligation était nécessaire pour obliger les individus à faire un choix rationnel pour la collectivité. Au début du siècle, la rationalité individuelle consistait pour un fils de paysan à raccourcir ses études et à travailler très tôt pour assurer la retraite de ses aînés et reproduire ainsi le mode de production. Le même raisonnement peut être tenu pour le travail des enfants en faisant intervenir la rationalité de leurs parents et des employeurs. L'obligation de scolarisation est alors le seul moyen d'imposer le détour de production que constituent les études, détour qui est nécessaire au développement collectif, mais ne paraît pas rationnel au niveau individuel en raison des taux élevés de préférence pour le présent et des effets externes de l'éducation (équilibre de Nash).

recours aux recensements et aux enquêtes pour mesurer les taux de participations des personnes, leur efficacité et/ou leur rémunération.

I. QUELQUES REMARQUES SUR L'AGREGATION DES FACTEURS DE PRODUCTION.

La mesure des facteurs au niveau macroéconomique est une question d'agrégation, c'est à dire de réduction de chaque facteur en unités élémentaires de qualité constante. Pour préciser le problème, nous partons de la fonction de production agrégée homogène de degré 1 :

$$Y = F(K, H)$$

où Y est la production, tandis que K et H sont le capital et le travail à qualité constante.

La mesure du capital fixe semble un problème approximativement résolu. Le capital agrégé est une somme pondérée par leur efficacité d'investissements datés dans le temps qui sont supposés parfaitement substituables (une vieille machine est équivalente à une nouvelle à un coefficient d'efficacité près). Ces investissements sont des biens produits hétérogènes. Les économistes et les statisticiens considèrent qu'il suffit de distinguer les investissements selon trois catégories : le matériel, le BTP « productif » et le logement³, les biens à l'intérieur de chaque classe étant parfaitement substituables et les classes étant parfaitement complémentaires. En revanche l'efficacité de ces investissements dépend de leur date d'installation, dans la mesure où ils sont des biens produits, datés, qui incorporent le niveau technique au moment de leur date de fabrication. Si $u(t, i)$ est l'efficacité à la date t d'un investissement installé à la date i , si $q(t, i)$ est le prix d'achat (en tant que bien) de cet investissement et si $r(t, i)$ est son rendement actualisé, on peut montrer⁴ qu'à l'équilibre d'anticipations parfaites:

$$\frac{q(t, i)}{q(t, t)} = \frac{r(t, i)}{r(t, t)} = \frac{u(t, i)}{u(t, t)}$$

³ Isoler le logement est sans doute typiquement français. L'origine de cette pratique se trouve dans le fait que des entreprises semi-publiques, dont les HLM, ont assuré une partie de la gestion du patrimoine logement dans l'après-guerre.

⁴ Le rendement actualisé en t au taux $r(t, i)$ d'un capital installé à la date i vaut :

$$r(t, i) = \sum_{s=i}^{\infty} \frac{1}{(1+r(t, s))^{-s}} \frac{F}{K} (w, i) u(t, i) . \text{ Mais du fait de l'homogénéité de } F :$$

$\frac{F}{K} (w, i) = F_K \circ F_H^{-1}(w)$ ne dépend que du salaire w et pas de la structure par âge du capital. La propriété s'en déduit.

On suppose alors que le rapport des efficacités est donné par une loi d'obsolescence ou loi de déclassement qui permet de poser l'équivalence entre une machine neuve et une vieille. Si $S(t,i)$ est la loi de survie correspondante, on a :

$$S(t,i) = u(t,i) / u(t,t)$$

On prend alors la machine neuve comme numéraire et on pose $q(t,t)=1$; le capital agrégé à qualité constante s'en déduit par sommation pondérée des investissements $I(t)$

$$K(t) = \sum_{i=0}^{\infty} I(t-i)S(t,t-i)$$

Il est donc égal à sa rémunération totale divisée par la productivité marginale ou rendement de la machine neuve, mais il est calculé sans que l'on connaisse ce rendement. Le succès de cette méthode auprès des économistes vient du fait qu'elle correspond à la pratique des entreprises lorsqu'elles établissent leur comptabilité bilantielle.

Lorsqu'on aborde le facteur travail la question se pose différemment. Si on peut faire l'hypothèse que le travail sur une machine ancienne est parfaitement substituable au travail sur une machine neuve, à un coefficient d'efficacité relative près, qui est une caractéristique du capital mis en oeuvre et non du travail, par contre la nature instantanée du travail, sa qualification, est une dimension supplémentaire dont il faut tenir compte. Or tout porte à croire que ces travaux de qualité différente ne sont pas substituables. Pour préciser les choses supposons que le travail $H(t)$, soit une fonction de travaux élémentaires de qualité différentes et que ces qualités correspondent à des niveaux différents de durée des études. On écrira :

$$H(t) = G(v(t,1)N(t,1), \dots, v(t,j)N(t,j), \dots, v(t,k)N(t,k))$$

où G est une fonction d'agrégation homogène de degré 1, $N(t,j)$ le nombre de travailleur ayant fait j années d'études et $v(t,j)$ l'efficacité du travail correspondant. La rémunération du travail $w(t,j)$ à sa productivité marginale et l'homogénéité de F conduisent à écrire :

$$H(t) = \frac{\sum w(t,j) N(t,j)}{F_H}$$

Mulligan et Sala-i-Martin(1995) font l'hypothèse que le travail non qualifié est parfaitement substituable aux autres, on a donc

$w(t,1) = F_H G_1$ et G_1 est indépendant de la structure par durée d'études du travail.

On peut donc remplacer F_H par $w(t,1)$ pour calculer H à un coefficient multiplicatif près.

Cette méthode présente à notre avis trois inconvénients

- Tout d'abord elle suppose une parfaite substituabilité qui n'est pas vérifiée dans la pratique, sinon on n'observerait pas un chômage plus élevé des travailleurs non qualifiés par rapport aux travailleurs qualifiés comme en France, ni un élargissement de l'éventail des salaires entre travailleurs qualifiés et non qualifiés comme aux Etats-Unis.

- Ensuite, on observe que la part des travailleurs non-qualifiés diminue au cours du temps. En particulier pour la France les personnes ayant fait au plus 5 ans d'études disparaissent de la population active au fil des ans de sorte qu'en faisant l'hypothèse de Mulligan et Sala-i-Martin, on obtient implicitement, avec une élasticité de substitution finie :

$$w(t,5) = \text{cste} \Rightarrow G_5 \rightarrow \infty \text{ et } F_H \rightarrow 0$$

Pour éviter cet inconvénient, il faut : soit considérer que les personnes non-qualifiés ont un niveau d'éducation qui augmente au cours du temps, soit supposer que toutes les formes de travail sont infiniment substituables.

- Enfin la rémunération minimale des travailleurs non-qualifiés dépend de la politique économique (SMIC par exemple pour la France).

C'est pourquoi, nous avons choisi de calculer deux autres indices qui ne présentent pas ces inconvénients, mais qui toutefois recouvrent un certain arbitraire. Le premier, le stock d'éducation, fait l'hypothèse que toutes les années d'études sont équivalentes et il mesure le travail à qualité constante en année d'études. Il est calculé dans le paragraphe III et correspond à l'expression générale:

$$H(t) = \sum_j j N(t, j)$$

On remarquera qu'il correspond à la « transformation » du travail « complexe » en travail « simple » que proposait Marx⁵ et qu'il est utilisé par Barro et Lee (1993) dans leurs comparaisons internationales. Ces derniers utilisent en outre la méthode de l'inventaire permanent pour calculer leurs indices.

Le second est un indice de Cobb-Douglas, qui est l'expression « en niveau » de l'indice de Divisia. L'élasticité de substitution entre les différentes formes de travail est fixée à 1. Le travail à qualité constante (celle du moins éduqué) s'écrit

$$H(t) = \prod_{j=1}^T [v(t, j) N(t, j)]^j$$

⁵ Marx ne dit pas comment le travail « complexe » est produit à partir du travail « simple ». Cette omission ne serait pas gênante dans la mesure où il suffirait d'introduire une fonction de production, ce qui fait penser à certains qu'on peut sauver la théorie de l'exploitation par une simple extension. Mais le problème vient du fait qu'il s'agit de savoir comment le travail complexe est produit : par des moyens capitalistes ou par l'Etat. Si c'est l'Etat qui produit le travail complexe, il n'est plus un simple élément de la superstructure qui reflète la volonté des capitalistes. De plus les travailleurs ne sont plus unifiés car leurs taux d'exploitation et leurs fonctions diffèrent.

où v_j est la part des salaires correspondant à j années d'études :

$$v_j = \frac{w(j,t)N(j,t)}{\sum w(j,t)N(j,t)} \text{ et } v(t,j) \text{ est l'efficacité du travailleur ayant fait } j \text{ années d'études.}$$

Cet indice est calculé, discuté et comparé aux autres dans la partie IV.

Avant de calculer ces deux indices et de les comparer nous allons appliquer notre méthode sur une population active définie par un diplôme le baccalauréat.

II. UN INDICATEUR DE NIVEAU D'EDUCATION SELON LE DIPLOME

L'évaluation du niveau d'éducation par le diplôme décerné possède a priori deux avantages. Elle mesure clairement le niveau de savoir de l'individu et permet de connaître le coût que la société a consacré à son éducation. C'est aussi un bon indicateur de la qualité du travail fourni du point de vue de l'économie. Les années d'éducation n'ont en effet pas la même efficacité selon le type d'études effectuées (générales ou techniques), ni selon leur succès. Ainsi les résultats économétriques sur les enquêtes FQP montrent que les rémunérations salariales dépendent plus du niveau ou de la qualité du diplôme que des années d'études et que les années de redoublement ne comptent pas dans la détermination des salaires (voir Goux et Maurin, 1994).

Toutefois le calcul de la population active possédant un certain diplôme au cours d'une longue période de temps pose des problèmes de signification autant que de calcul. Dans le premier ordre d'idée, les diplômes n'ont pas toujours le même sens au cours du temps. Ainsi le certificat d'études qui a longtemps servi à mesurer le niveau d'éducation sous la troisième république et qui était alors représentatif de l'investissement éducatif de la société est tombé en désuétude parce qu'il n'était plus significatif du niveau d'éducation de la population, c'est à dire discriminant. De même de nombreux diplômes techniques et professionnels sont apparus dans les années récentes. Comme il ne s'agit pas pour nous de décrire un savoir faire spécifique mais un niveau de qualité du travail, il nous faudrait définir ces niveaux de manière à ce qu'ils soient discriminants sur longue période puis collationner les statistiques des grades correspondants. L'ampleur de la tâche dépasse le cadre de ce travail. C'est pourquoi nous n'avons traité que le cas du baccalauréat parce que le diplôme existe depuis 1809 et qu'une statistique annuelle des grades décernés est disponible. Toutefois la nature de l'examen a changé au cours du temps (d'examen d'entrée en propédeutique, il est devenu une sanction des études secondaires) et il n'est significatif du niveau scolaire de la population qu'après la deuxième guerre mondiale seulement. Par contre la méthode employée, qui est une technique de démographie, est générale et peut s'étendre à toute catégorie de diplômes.

Le principe de base consiste à calculer le nombre de bacheliers dans la population de 65 ans ou moins comme une série de capital par la méthode de l'inventaire permanent. Pour cela, on fait l'hypothèse que le baccalauréat est obtenu à l'âge de 18 ans. Le nombre de bacheliers à la fin de l'année t est donné par :

$$XBAC(t) = \sum_{i=18}^{65} BAC(t+18-i) S(t,i,18)$$

où : $XBAC(t)$ est le nombre de bacheliers, pour l'année t , dans la population de moins de 65 ans.

$BAC(j)$ est le nombre de diplômes décernés l'année j

$S(t,i,18)$ est le taux de survie des personnes d'âge (i) à la date t qui étaient vivantes à l'âge de 18 ans.

De même l'âge moyen des bacheliers est :

$$AGE(t) = 1 / XBAC(t) \sum_{i=18}^{65} i BAC(t+18-i) S(t,i,18)$$

La principale difficulté consiste donc à évaluer le taux de survie effectif par génération sachant que la loi de mortalité est variable au cours du temps. Cependant à partir des recensements, les démographes calculent des lois (ou tables) de mortalité théoriques pour une date donnée. Celles-ci sont d'ailleurs connues annuellement depuis 1954 (parce que calculées à partir des statistiques de l'état civil) et sont disponibles dans les annuaires statistiques. Le taux de mortalité des bacheliers en découle :

$$S(t,i,18) = \prod_{k=19}^i \frac{M(t+k-i,k)}{M(t+k-i,k-1)} \quad \text{pour } i \geq 19 \text{ ans}$$

et

$$S(t,18,18) = 1 \quad \text{pour les bacheliers de l'année } (i=18)$$

où : $M(t,j)$ est le taux de survie à l'âge (j), à la date t , d'une génération fictive ayant la loi de mortalité de la date t : $M(t,j+1)/M(t,j)$ est donc le taux de survie effectif dans l'année t d'un individu d'âge j .

En fait la précision des résultats dépend surtout des hypothèses faites pour mesurer les grandeurs, lesquelles sont surtout dictées par la disponibilité des données. Nous allons les passer rapidement en revue.

- Tout d'abord, les tables de mortalité ont été interpolées avant 1954 pour compléter les années manquantes.

- Ensuite les statistiques ne distinguent pas sur longue période la distribution des diplômes selon le sexe⁶. Le calcul est donc mené en prenant des lois de mortalité moyenne pour les deux sexes, alors qu'au début du siècle la surmortalité masculine était importante et que le nombre de femmes obtenant le baccalauréat était très faible. A l'inverse, on a supposé que la mortalité des bacheliers était la même que celle du reste de la population, alors que tout porte à croire qu'elle diminue avec le niveau d'éducation. Cette deuxième hypothèse introduit un biais de sens opposé à la précédente.

- De plus nous avons introduit une correction pour les pertes de guerre (2,5% à la première et 1,5% à la seconde) en faisant l'hypothèse que la répartition de ces morts ne dépendaient pas du niveau d'éducation. En fait il semblerait que, surtout lors de la première guerre mondiale, les pertes aient concerné principalement les hommes ayant un faible niveau d'éducation.

- Mais surtout, l'intérêt d'un tel calcul est d'évaluer la population active ayant un certain niveau de diplôme. Or on ne dispose pas des taux d'activité par âge des bacheliers sauf au recensement de 1990. C'est pourquoi, pour approcher un concept de population active, nous avons calculé le nombre de bacheliers ayant moins de 65 ans (inclus), puisque cet âge est l'âge maximal de la retraite légale.

En revanche la méthode de calcul est effectuée à territoire variable, ce qui permet de recenser effectivement la population réelle de bacheliers. Ainsi, les immigrés ou les populations annexées en 1919, qui n'ont pas faits leurs études en France sont bien exclus du champ de la statistique. A l'inverse l'accroissement du nombre de bacheliers dépend de la pyramide des âges.

L'analyse descriptive sur un siècle peut être menée en utilisant les indicateurs de part des bacheliers dans la population moyenne de 15 à 65 ans, d'âge moyen des bacheliers, de taux d'investissement et de taux de déclassement qui sont donnés en Annexe 1. Grosso-modo on peut distinguer les périodes suivantes:

- entre 1880 et 1918 : croissance faible à partir d'un taux de bachelier dans la population négligeable. En effet le nombre de nouveaux bacheliers stagne en niveau malgré la faible croissance de la population et l'augmentation du stock est principalement due à l'allongement de la durée de vie. Les pertes de guerre à partir de 1914 ajoutent à ce mouvement de sorte que l'âge moyen est maximal en 1918.

- en 1919 et 1920, la chute relative du nombre de bacheliers en raison de l'annexion de populations nouvelles est compensée par les reports de diplômes dus à la guerre.

- entre 1921 et 1939, l'augmentation du nombre de diplômes annuels (qui double) provoque un accroissement significatif de la part des bacheliers et un rajeunissement. Mais cet effort modéré d'éducation est en partie entravé par l'arrivée des classes creuses de la guerre de 1914-1918.

⁶ Les statistiques de bacheliers sont fournies dans « Enquêtes et documents relatifs à l'enseignement supérieure », 1886; dans le recueil de statistiques scolaires et professionnelles de 1952 et dans les annuaires statistiques de la France. Elles comprennent les baccalauréats Lettres et Sciences depuis l'origine, appelés depuis « baccalauréat général », le baccalauréat technologique depuis 1969 et le baccalauréat professionnel depuis 1987.

- entre 1940 et 1945 s'amorce un retournement puisque les nouveaux bacheliers font plus que compenser les pertes de guerre et provoquent un rajeunissement de la population de bacheliers qui s'accroît de 27% environ.

- entre 1946 et 1964 a lieu la première révolution éducative où le poids des nouveaux diplômés s'ajoute aux effets de l'allongement de la durée de vie : le premier effet est évidemment prépondérant puisque l'âge moyen des bacheliers diminue.

- depuis 1965 environ, une deuxième révolution a lieu : apparition des personnes nés dans l'après-guerre, allongement de la durée des études, création de nouveaux baccalauréats.

Afin d'évaluer plus précisément ces phénomènes du point de vue économique, nous proposons dans le paragraphe suivant une mesure du stock d'éducation.

III. UNE MESURE DU STOCK D'EDUCATION.

Les résultats précédents restent très anecdotiques dans la mesure où la population étudiée est particulière et où nous n'avons pas pris en compte les taux d'activité. C'est pourquoi, nous proposons ici de mesurer la qualité du travail par le nombre d'années d'études. Cette mesure a l'avantage d'être abstraite et de dépendre peu du système spécifique d'éducation et donc de permettre des comparaisons internationales, en revanche elle présente l'inconvénient de mettre sur un pied d'égalité toutes les années d'études alors que l'on sait que les années de redoublement ou les années non certifiées par un examen comptent moins que les autres. Toutefois cette approche a l'avantage au niveau macroéconomique de mesurer le travail à qualité constante.

L'idée principale du calcul est de combiner l'approche instantanée basée sur les recensements de M. Debeauvais et P. Maes (1968), reprise par J.J. Carré, P. Dubois et E. Malinvaud (1972) avec notre approche d'inventaire permanent utilisée pour le calcul du nombre de bacheliers.

Le calcul se décompose en 3 étapes : tout d'abord on évalue pour chaque année la structure de la population active par nombre d'années d'études ; ensuite on calcule le stock d'éducation proprement dit en appliquant cette structure à des données de comptabilité nationale (calage) ; enfin on procède à une évaluation de l'investissement brut éducatif de façon à écrire une dynamique macroéconomique.

3.1. La structure de la population active par durée des études.

On commence par calculer la *structure par âge de fin d'étude* (ou ce qui revient au même *par durée des études*) d'une génération, en distinguant le sexe selon la méthode de Debeauvais et Maes. Les statistiques de recensement fournissent à la date t les *taux de scolarisation* $A(t,j)$, c'est à dire le rapport du nombre d'enfant d'âge j faisant des études à temps complet au nombre d'enfants de cette génération⁷. Cela permet, en supposant qu'il n'y a pas d'interruption temporaire des études, de calculer le taux de personnes de cette génération qui ont abandonné leurs études à l'âge de j années

⁷ Par exemple, annuaire statistique de la France de 1963, p 56.

$$B(t - j, j) = A(t, j) - A(t + 1, j + 1)$$

où $t-j$ est l'année de naissance et j l'âge de fin d'étude.

En supposant que les études commencent à 6 ans, on déduit de ce calcul la structure par durée des études de chaque génération. Pour des raisons de commodité, nous avons regroupé toutes les personnes ayant fait moins de cinq années d'études et toutes celles en ayant fait plus de vingt et nous leur avons attribué une durée fictive d'étude de 2,5 et 20 ans respectivement. Ces hypothèses sont justifiées par le fait qu'il est difficile d'évaluer l'illettrisme dans les périodes anciennes et que les études menées au delà de 25 ans le sont souvent à temps partiel ou par profession (enseignement par exemple). La structure pour chaque génération vérifie donc:

$$\sum_{j=5}^{20} B(k, j) = 1$$

k est la date de naissance et j la durée des études.

Numériquement, nous avons repris les évaluations de Debeauvais et Maes (p.423-424) que nous avons interpolées et nous les avons complétées à l'aide des données annuelles des annuaires statistiques (voir tableau 1 de l'annexe 2).

La population active par durée d'étude est alors donnée par

$$N(t, j) = \sum_{k=15}^{65} (t, k, j) B(t - k, j)$$

la population active totale par:

$$N(t) = \sum_{j=5}^{20} N(t, j)$$

les proportions par :

$$n(t, j) = N(t, j) / N(t)$$

et la durée moyenne des études par:

$$D(t) = 1 / N(t) \left[2,5 N(t, 5) + \sum_{j=6}^{20} j N(t, j) \right]$$

où (t, k, j) est la population active d'âge k à la date t ayant le niveau d'éducation j .

On a fait ici l'hypothèse que la période d'activité était comprise entre 15 et 65 ans. Cette hypothèse est justifiée par le fait que les évaluations anciennes de la population active que nous utiliserons par la suite ont été corrigées dans ce sens.

La difficulté principale consiste à évaluer la structure de la population. Dans l'optique de l'inventaire permanent qui est la nôtre, il nous faut faire trois hypothèses

- le taux de mortalité d'une génération ne dépend pas du niveau d'éducation. Dans les faits le taux de mortalité normal et dans les guerres diminue avec le niveau d'éducation.

- le taux d'activité ne dépend pas du niveau d'éducation après la sortie de l'école. En fait il augmente avec l'éducation, surtout pour les personnes âgées.

- le niveau d'éducation des populations annexées (1919) ou des immigrants est le même que celui des personnes ayant fait leurs études en France.

Les deux premières hypothèses conduisent à sous-évaluer le niveau d'éducation de la population active et la troisième à le surévaluer et cet effet est sans doute prépondérant.

On peut alors écrire que la structure par âge de la population active est indépendante du niveau d'éducation, mise à part l'inactivité des populations scolaires

$$(t, k, j) = E(t - k) S(t, k) T(t, k)$$

avec :

$$T(t, k) = 0 \text{ si } j > k$$

La définition des variables est la suivante :

$E(t-k)$ sont les naissances vivantes à la date $t-k$.

$S(t, k)$ est le taux de survivants à la date t de la génération d'âge k . Il peut être calculé à partir des tables de mortalité comme dans le cas des séries de baccalauréat. Il a été interpolé dans les périodes intra-censitaires avant 1954 et corrigé des morts de guerre (ceux-ci ont été supposés exclusivement masculins et répartis uniformément sur toutes les générations de plus de 18 ans). Une telle méthode suppose implicitement que les pertes de guerre n'ont aucun effet sur la qualité du travail, mais seulement sur la quantité. De plus les classes creuses des guerres ne retardent la croissance du niveau éducatif que beaucoup plus tard.

$T(t, k)$ est le taux d'activité de la génération d'âge k à la date t . Il est donné dans les publications des recensements depuis 1906 jusqu'en 1990 et a été interpolé de manière linéaire dans les périodes intra-censitaires et extrapolé aux extrémités selon une structure constante. Il est à noter que ces taux d'activité incluent les chômeurs et le contingent, mais pas la population scolaire de sorte que $T(t, k) = 0$ pour $j > k$.

Le calcul a été mené en distinguant les hommes des femmes qui diffèrent par leur loi de mortalité, leur taux d'activité et avant 1950 par le temps consacré aux études.

Les calculs montrent que les structures par durée d'études sont très peu sensibles aux variations des taux d'activité en raison de l'hypothèse selon laquelle ils seraient indépendants du niveau d'études et aussi parce que nous nous sommes bornés à la classe d'âge 15-65 ans.

3.2 Le stock d'éducation.

Le calcul précédent ne fournit qu'une évaluation partielle de la population active puisqu'il ne prend pas en compte les mouvements migratoires, les modifications territoriales. Mais du fait que la structure par durée d'étude est pratiquement indépendante des taux d'activité, il est possible de supposer qu'elle s'applique aux évaluations exhaustives disponibles par ailleurs. Comme série de population active sur longue période, nous avons repris notre évaluation en moyenne annuelle sur 1896-1954 (voir Villa, 1994, série POPAC). Le partage homme/femme qui est stable au cours du temps est celui proposé par O. Marchand et C. Thélot (1991). Depuis 1954, les données retenues, publiées par M. Bordes et D. Guillemot (1994), correspondent à la population active en fin d'année. Le stock d'éducation mesuré en personnes*années est le produit de la population active⁸ par la durée moyenne des études.

$$EDUC(t) = N(t) * D(t)$$

3.3 l'Investissement brut en éducation.

La définition de l'investissement brut en éducation est plus compliquée que pour l'investissement physique du fait que les individus entrent avec un long retard dans la population active (15 ans après leur naissance au minimum dans notre définition), parce que l'âge auquel ils y entrent dépend de la durée des études et parce que leur taux d'activité même lorsqu'ils ont achevé leur scolarité est variable et augmente au cours du temps. Nous proposons ici une définition de l'investissement éducatif (qu'il ne faut pas identifier à la dépense pour l'éducation) qui prend en compte ces trois éléments.

Nous dirons que l'investissement brut en travail d'une qualité égale à j années d'études à la date t est la somme de deux termes

- les individus qui sortent du système éducatif l'année t avec j années d'études et qui se mettent effectivement à travailler (ou qui cherchent activement du travail).

- les individus qui sont sortis du système éducatif les années précédentes avec j années d'études, qui n'ont jamais travaillé ni cherché un emploi et qui se mettent à travailler ou se déclarent chômeurs à la recherche d'un emploi.

Par réalisme, on considérera que les individus ne peuvent travailler qu'à partir de 15 ans et qu'à partir de 25 ans les individus ont révélé définitivement leur nature d'actif ou d'inactif. De plus la cessation d'activité de personnes qui ont travaillé est considérée comme

⁸ Rappelons que la population active dans ces définitions comprend les chômeurs et le contingent.

un déclassement et non comme un investissement négatif. Dans ce cas, notre définition s'écrit analytiquement de la manière suivante

Individus de la première catégorie :

$$I_1(t, j) = E(t - k)S(t, k)T(t, k)B(t - k, j) \text{ avec } k = \text{Max}(15, j + 9)$$

Individus de la deuxième catégorie :

$$I_2(t, j) = \sum_{i=k+1}^{25} E(t - i) S(t, i) \text{Max} [T(t, i) - T(t - 1, i - 1), 0] B(t - i, j)$$

où $S(t, i)$ et $T(t, i)$ sont les taux de survie et les taux d'activité de la génération née en (t-i).

L'investissement en individus de durée d'étude (j) entrant dans l'activité est donc :

$$I(t, j) = I_1(t, j) + I_2(t, j)$$

Il est alors facile de calculer la durée moyenne des études $DI(t)$ pour l'investissement et un taux d'accumulation $TXINV(t)$:

$$I(t) = \sum_{j=5}^{20} I(t, j) \text{ et } DI(t) = 1 / I(t) \left[2,5 I(t, 5) + \sum_{j=6}^{20} j I(t, j) \right]$$

La dynamique d'accumulation du capital en éducation est obtenue en personnes*années.

$$N(t)D(t) = N(t - 1)D(t - 1) + I(t)DI(t) - DEC(t)$$

Cette équation sert à évaluer les déclassements $DEC(t)$ et le taux d'accumulation brut en personnes et en années d'études:

$$TXINV(t) = I(t) / N(t)$$

$$TXINVD(t) = I(t)DI(t) / N(t)D(t)$$

3.4 Commentaires des résultats (voir annexe 2).

Sans estimer une équation d'accumulation du stock d'éducation, il est possible de commenter succinctement les résultats.

Les taux d'accumulation de la population active (graphique 10) et des nombres d'années d'études (graphique 11) sont les plus parlants parce qu'ils présentent une évolution mouvementée qui retrace avec un décalage les naissances, l'évolution des taux d'activité et l'allongement de la durée des études. De 1896 à 1913 ces taux décroissent de

sorte que la population active stagne⁹, alors que son niveau éducatif augmente légèrement parce que la durée d'études des jeunes générations est plus élevée (graphiques 8 et 12). Toutefois le taux d'accumulation est systématiquement plus fort pour les femmes que pour les hommes du fait qu'elle partent d'un niveau d'études moindre et parce que leur taux d'activité quand elles sont jeunes est comparativement à leur situation d'âge mûr plus élevé que pour les hommes (le taux d'activité féminin passe par un maximum vers l'âge de 20 ans et celui des hommes vers l'âge de 35 ans). De 1914 à 1919 le taux d'accumulation continue de décroître pour les femmes et rejoint celui des hommes qui s'est stabilisé en raison des pertes de guerre. La constance des taux d'accumulation entre 1920 et 1929 reflète la permanence du système éducatif et des taux d'activité semblables à ceux d'avant 1913. La chute de 1930 à 1934 provient évidemment des classes creuses de la première guerre mondiale. La reprise de l'accumulation à partir de 1935 provient de l'entrée dans l'activité des générations plus nombreuses de l'après guerre en raison de l'augmentation du territoire. Le taux d'investissement est beaucoup plus élevé pour les femmes que pour les hommes parce que le taux d'activité de ces derniers dans la tranche 15-20 ans diminue plus que pour les femmes en raison peut-être de la crise économique. Les forts taux d'accumulation au cours de la deuxième guerre mondiale n'ont pas une grande signification dans la mesure où les taux d'activité utilisés sont artificiels puisqu'obtenus par interpolation. Il prennent toutefois en compte les pertes de guerre. De 1946 à 1962, la baisse des taux d'accumulation est la résultante apparente de trois effets : la baisse du taux d'activité des jeunes, la reprise d'activité des adultes et l'apparition des classes creuses de la deuxième guerre mondiale. De 1962 à 1980 le taux d'investissement éducatif est très élevé pour trois raisons : les classes pleines de l'après-guerre rentrent sur le marché du travail, les femmes ont allongé la durée de leurs études et leur taux d'activité a fortement augmenté chez les jeunes générations. Depuis 1980, un autre phénomène est à l'oeuvre : l'allongement de la durée des études réduit le taux d'activité des jeunes générations, qui sont aussi moins nombreuses, alors que la population active est en moyenne mieux éduquée ; ces trois éléments contribuent à faire baisser le taux d'accumulation au niveau du début du siècle¹⁰. Enfin le taux d'accumulation est à peu près le même pour les hommes et les femmes parce que la durée des études et la courbe d'activité selon l'âge sont devenus très voisines (3 femmes sur quatre travaillent en moyenne entre 25 et 45 ans contre la totalité des hommes). La structure par durée des études de la population active devrait se stabiliser dans les prochaines années.

La structure du stock d'éducation est approximée par les parts de population active selon le niveau d'études (graphiques 6 et 7). Elle montre un faible écart entre les hommes et les femmes du fait que les femmes les plus éduquées sont aussi les plus actives. Elle indique aussi une évolution graduelle selon laquelle la population active dominante possède une éducation primaire au début du siècle, une éducation secondaire au milieu du siècle et une

⁹ Dans les quinze années qui précèdent le taux de natalité diminue en même temps que le taux de mortalité. Remarquons que nous avons pourtant diminué les naissances d'avant 1870 de 5% afin de tenir compte des pertes de territoire et de population active à la suite de la guerre franco-allemande.

¹⁰ Les taux de déclassement (figure 11) sont le pendant des taux d'accumulation. Ils sont élevés chez les femmes dans les années 1920 à cause de la baisse des taux d'activité, ils sont faibles pour les hommes en raison des pertes de guerre. On retrouve le même phénomène dans les années 1950. Depuis la baisse du taux de déclassement pour les femmes est due à la croissance de leur taux d'activité. Les fluctuations proviennent évidemment du calcul : les déclassements sont calculés par solde. Toutefois, on remarquera qu'ils fluctuent en moyenne autour de 2%. Ils sont donc très inférieurs au taux de déclassement du capital physique et on aurait tort d'estimer des modèles qui supposent que les deux taux sont identiques.

éducation secondaire pour 70% et supérieure pour 30% à l'époque contemporaine¹¹. Du point de vue diachronique, la part des femmes en heures*population active passe de 50% au début du siècle à 80% en 1994 (graphique 12). De 1896 à 1913, la population active stagne alors que le stock d'éducation augmente plus fortement mais la proportion entre les sexes reste à peu près constante. A partir de 1919, l'apport d'actifs provenant de l'extension du territoire permet d'accroître le stock éducatif. Cependant la croissance du stock masculin est due essentiellement aux pertes de la guerre qui rajeunissent la population active et donc élèvent son niveau éducatif (les pertes de guerre touchent les personnes les moins éduquées et au fil du temps les personnes les plus âgées). A partir de 1930, la stagnation du stock éducatif provient des classes creuses de la première guerre, du retrait d'un certain nombre de personnes de la population active en raison de la crise et de la stabilité des effectifs scolarisés. Après la seconde guerre mondiale la rupture de la croissance du stock éducatif apparaît en 1962 (baby-boom) et elle est plus forte pour les femmes qui sont entrées massivement dans le système éducatif et ont allongé la durée de leurs études. Cependant le système épuise ses effets comme nous allons le voir en analysant la durée des études.

La convergence des niveaux d'éducation des hommes et des femmes actifs (graphique 8) est réalisée vers 1965. Elle montre que l'écart entre la durée moyenne des études des classes jeunes (durée des études de l'investissement) et celui de la population active dans son ensemble s'est resserré jusqu'en 1946 en raison de la fixité du système éducatif et des phénomènes démographiques (guerre, diminution des naissances). En revanche, il s'est accru depuis 1980 en raison de l'allongement des études et de la baisse du taux d'activité des jeunes en dessous de 25 ans. Toutefois l'allongement des études devrait maintenant plafonner puisque la durée moyenne des études de l'investissement en éducation s'approche de la durée théorique pour une génération qui est de l'ordre de 15 ans (voir tableau 1, annexe 2). Une preuve de ce mouvement se trouve dans la stagnation de la dispersion des années d'études (graphique 13). Cette dernière s'est réduite jusqu'en 1940, elle a stagné de 1940 à 1970 et elle a recommencé à baisser légèrement depuis en raison de l'extension du baccalauréat qui permet de faire des études supérieures. Les études sont donc de moins en moins un moyen de réduire les inégalités. En revanche la dispersion des études a convergé pour les hommes et les femmes.

IV. UNE AUTRE MESURE DU TRAVAIL A QUALITE ET EFFICACITE CONSTANTE

Ainsi que nous l'avions annoncé dans la première partie, une autre mesure du travail à qualité constante consiste à se donner la fonction d'agrégation. A défaut d'informations supplémentaires concernant les élasticités de substitution entre catégories de travail, on peut faire l'hypothèse de substituabilité parfaite. On obtient l'indicateur

$$H_1(t) = \sum_{j=5}^{20} v(t, j)N(t, j)$$

Si on retient la fonction de Cobb-Douglas, l'indicateur s'écrit

¹¹ On a supposé arbitrairement pour le commentaire que l'éducation primaire correspondait à 6 ans d'études maximum, l'éducation secondaire à des études de 7 à 13 ans, et l'éducation supérieure à 14 ans d'études ou plus.

$$H_2(t) = \prod_{j=5}^{20} [v(t, j) N(t, j)]^j = \prod_{j=5}^{20} v(t, j)^j \prod_{j=5}^{20} N(t, j)^j$$

Le deuxième terme représente le *nombre de travailleurs composites* et le premier terme son *efficacité*.

Si en plus on pose $v(t,5)=1$, le facteur travail est évalué en équivalent- travailleurs les moins éduqués à efficacité constante au cours du temps.

Cependant l'hypothèse d'égalisation des salaires à la productivité marginale du travail ne permet d'évaluer les coefficients d'efficacité du travail $v(t,j)$ que dans le cas de la substituabilité parfaite. Dans une fonction de Cobb-Douglas l'efficacité des facteurs peut toujours être assimilée à une efficacité globale neutre, ce qui au demeurant n'est pas choquant dans la mesure où les progrès de l'efficacité d'un type de travail devraient profiter à l'ensemble de la force de travail : il s'agit en quelque sorte d'un effet externe. On pourrait même penser que l'augmentation de la productivité du travail qualifié accroît encore plus la productivité du travail non qualifié. Pour trancher ce problème numérique, et à défaut de mesurer directement l'efficacité des différentes formes de travail, nous avons fait une hypothèse forte : l'efficacité du travail selon la durée des études est proportionnelle au salaire versé quelque soit l'élasticité de substitution, soit : $\frac{v(t, j)}{v(t,5)} = \frac{w(t, j)}{w(t,5)}$.

Connaissant les parts de la population active par niveau d'études (paragraphe III), il est alors possible de calculer les coefficients α_j^{12} .

L'étude économétrique sur données de panel de Goux et Maurin (1994) donne la variation des salaires selon la durée des études de manière très précise du fait que leur estimation est « contrôlée » en fonction de la nature de l'entreprise, de l'expérience (c.a.d. de l'ancienneté), et du nombre d'années d'études certifiées ou redoublées. Elle permet d'établir, pour les enquêtes FQP, la relation entre salaire et niveau d'études. Malheureusement, leur estimation en fonction de la durée des études ne porte que sur 1993¹³, c'est pourquoi nous avons été obligés d'utiliser une structure des salaires fixe au cours du temps¹⁴. De plus le calcul ne peut s'appliquer qu'à la population masculine car on

¹² Dans le cas d'une CES d'élasticité constante, avec efficacité proportionnelle aux salaires, les coefficients de participation α_i seraient proportionnels à : $\left[(w_i N(t, i)) \right]^{\frac{1}{\sigma}}$. Pour une Cobb-Douglas, les coefficients de participation sont identiques aux parts dans le revenu.

¹³ Leur estimation la plus simple (p.158), pour les hommes et l'année 1993, tenant compte de l'effet fixe d'entreprise (certaines entreprises paient mieux que les autres) est la suivante : $Ln(w(j)) = 0,07223 * j + 0,00258 * (j^2) - 0,0001 * (j^3) + 0,00147 * j * Exp$

w est le salaire annuel à temps complet, j le nombre d'années d'études et Exp le nombre d'années d'ancienneté dans l'entreprise égal à 20,31 années en moyenne sur l'échantillon 1993.

¹⁴ Un travail plus rigoureux nécessiterait d'estimer la même relation pour les années 1970, 1977 et 1985, puis d'interpoler la structure des salaires selon la durée des études.

ne dispose pas d'étude équivalente pour les femmes. Les salaires féminins étant plus faibles et moins sensibles à la durée des études que les salaires masculins, il est impossible d'opérer une extension ayant une signification. Les résultats, fournis en Annexe 3, peuvent être comparés avec la durée moyenne des études et avec ceux de Carré, Dubois, Malinvaud (1972) -p-87-102- pour une période plus ancienne.

Avant de commenter les résultats, il importe de remarquer que l'indicateur « Cobb-Douglas » H_2 est une fonction complexe de la structure des salaires et de la population active par durée des études. En effet, imaginons un accroissement de l'éventail des salaires ($w_i < w_j$, $dw_i = -dw_j < 0$) en faveur d'une catégorie abondante ($N_j > N_i$), plusieurs effets sont à l'oeuvre. L'efficacité du travailleur composite augmente, mais on ne peut rien dire sur le nombre de ces travailleurs composites. Si les deux catégories sont très peu nombreuses ($N_i < N_j < 1/e$)¹⁵, ce dernier agrégat diminue ; si elles sont très nombreuses ($N_i > N_j > 1/e$), il augmente ; et dans les situations intermédiaires ($N_i < 1/e < N_j$), le résultat est ambigu. Ainsi avoir surestimé l'éventail des salaires peut aussi bien avoir provoqué une hausse de l'indicateur agrégé, lorsque les populations concernées sont peu nombreuses (par exemple les moins éduquées et les plus éduquées qui sont aux bornes de la structure éducative), qu'une baisse s'il s'agit de catégories très nombreuses (les personnes ayant eu une éducation intermédiaire). De même, à structure de salaire donnée, une augmentation des effectifs dans la catégorie la mieux rémunérée, qui est aussi supposée la plus efficace ($dN_i = -dN_j < 0$, $w_i < w_j$), provoque un accroissement de l'efficacité globale, mais peut avoir un impact négatif sur le nombre de travailleurs composites lorsque le déplacement de la structure de la population se fait à l'avantage d'une catégorie minoritaire ($N_j < N_i$). Ainsi dans le cas où on exclurait les chômeurs de la population active, si le chômage touche les parties de cette population les moins éduquées, qui pourraient revendiquer le plus faible salaire, l'efficacité du travailleur composite en serait augmentée mais son effectif théorique correspondant pourrait être réduit dans la mesure où le chômage touche les catégories les plus répandues en terme d'éducation. En revanche si le chômage touche des catégories peu nombreuses du point de vue de l'éducation, parce qu'en voie de disparition (faible niveau d'études), le travailleur collectif sera assurément augmenté.

Ces propriétés variantielles, qui peuvent paraître confuses au premier abord, proviennent de deux effets contradictoires. La croissance ex ante des salaires ou du nombre des travailleurs les mieux éduqués accroît la quantité et l'efficacité du travail composite, mais entraîne une substitution vers les travailleurs moins éduqués en raison des coûts salariaux.

Sur la période 1970-1994, la croissance de l'efficacité du travail dépend peu de l'élasticité de substitution (indicateur H_1 et partie efficacité de l'indicateur H_2) et elle est plus forte que celle de la durée moyenne des études (graphique 14). Par contre, l'évolution du travail à qualité constante calculée avec la Cobb-Douglas (indicateur H_2) a été plus faible que la durée des études dans les années 1970 et ne s'en est rapprochée que dans les

¹⁵ e est l'exposant des logarithmes népériens.

années récentes. Cela provient de l'imparfaite substituabilité des différentes catégories de travail qui réduit constamment la quantité du travailleur composite. On peut interpréter ce résultat comme une inefficacité relative de l'allongement des études. C'est l'idée que suggère le travail de Goux-Maurin quant à la diminution du rendement des diplômés mesuré en terme de salaire. Mais cette inefficacité diminue au cours du temps.

Toutefois ce résultat peut être critiqué du point de vue statistique. On peut penser que la substitution est mal mesurée parce que nous avons retenu une élasticité trop forte, parce que les substitutions ne concernent que les personnes ayant des durées d'études proches et surtout parce que nous avons utilisé une structure fixe de salaire. De fait l'indice de travail composite diminue surtout en début de période pour les années éloignées de la structure de base des salaires. Toutefois les résultats sont encore plus accentués lorsqu'on utilise une structure moyenne évaluée par empilement des quatre enquêtes FQP de 1970, 1977, 1985 et 1993 (Goux, Maurin p 170). Or cette dernière structure correspond à une dispersion plus faible des salaires selon la durée des études. Cela suggère une autre explication économique en relation avec les remarques concernant la sensibilité de l'indice aux salaires que nous avons faites précédemment. Au cours des années 1970, les personnes ayant fait des études supérieures, qui étaient encore peu nombreuses, ont remplacé dans la population active celles ayant fait des études secondaires dans des proportions bien supérieures à ce que justifiait les écarts de salaire et ce mouvement a précédé l'élargissement de l'éventail des salaires.

Le résultat serait-il modifié si on excluait les chômeurs de la population active ? A priori le chômage touche surtout les personnes ayant le plus faible niveau d'étude. Comme nous l'avons vu précédemment, l'efficacité du travailleur collectif en serait augmentée mais sa quantité pourrait diminuer par effet de substitution. Il n'est donc pas sûr qu'on puisse remettre en cause nos calculs en distinguant les chômeurs, d'autant plus qu'on ne dispose pas de statistiques fiables concernant leur niveau éducatif.

A mon avis, l'avancement des travaux statistiques devrait plutôt s'orienter vers une évaluation à partir d'enquêtes de l'efficacité du travail et vers la détermination, par des moyens économétriques, de classes de travailleurs fortement substituables entre eux, mais faiblement substituables de l'une à l'autre. Cela permettrait de prendre en compte l'idée simple selon laquelle la substitution est beaucoup plus faible entre des catégories de population ayant des niveaux d'éducation éloignés. On pourrait alors déterminer dans quel sens varie au cours du temps le « poids » (qui n'est pas seulement quantitatif) dans le travailleur collectif des catégories ayant le niveau d'étude le plus élevé.

ANNEXE 1 - DEMOGRAPHIE DES BACHELIERS

ANNEXE 2 - NIVEAU D'EDUCATION DE LA POPULATION ACTIVE

Tableau 1
Répartition de chaque génération par année de naissance et durée des études

durée des études	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
5 ans	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
6 ans	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
7 ans	1,7	1,43	1,68	0,1	0,0	0,0	0,0
8 ans	25,6	9,9	3,5	1,8	2,5	0,0	0,0
9 ans	11,9	7,57	4,92	4,3	4,0	2,15	0,0
10 ans	7,3	16,4	20,3	18,7	14,0	2,38	3,6
11 ans	12,7	17,86	15,3	14,0	8,0	3,9	5,1
12 ans	10,93	17,16	17,8	16,7	9,9	5,8	5,8
13 ans	7,67	9,36	11,6	12,5	9,75	14,6	14,6
14 ans	6,3	5,64	8,4	10,4	14,35	20,9	20,9
15 ans	3,1	3,18	4,0	4,9	3,9	15,0	15,0
16 ans	1,6	2,3	3,0	4,1	9,6	11,0	11,0
17 ans	2,0	1,6	1,4	2,9	8,0	8,0	8,0
18 ans	1,4	0,8	1,4	2,45	6,0	6,0	6,0
19 ans	1,48	2,4	1,2	1,55	2,5	2,5	2,5
20 ans	5,52	4,4	5,5	5,6	7,5	7,5	7,5
total	100	100	100	100	100	100	100
durée moyenne	11,25	11,84	12,27	12,77	13,84	14,78	14,86

LES SERIES DES PAGES 39 A 43 SONT CORRIGÉES PAR RAPPORT A LA VERSION DE SEPTEMBRE 1995

ANNEXE 3 - COMPARAISON DE DIVERSES MESURES DU CAPITAL EN EDUCATION

REFERENCES

BARRO R.J. ET J.W. LEE (1993) : « International Comparisons of Educational Attainment », *Journal of Monetary Economics*, vol. 32, n° 3 December, pp 363-394..

BORDES M.M. ET D. GUILLEMOT (1994) : « Marché du travail, séries longues », INSEE, n°62-63, mai, INSEE, Paris.

CARRE J.J., P. DUBOIS ET E. MALINVAUD (1972) : « La croissance française : un essai d'analyse causale de l'après-guerre », Le Seuil, Paris.

DEBEAUVAIS M. ET P. MAES (1968) : « Une méthode de calcul du stock d'enseignement », *Population*, n°3, mai-juin, p. 415-436.

DENISON E.F. (1962) : « The Sources of Economic Growth in the US », Committee for Economic Development, New York.

GOUX D. ET E. MAURIN (1994) : « Education, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Economie et prévision*, n°116, mai, p. 155-178.

MARCHAND O. ET C. THELOT (1991) : « Deux siècles de travail en France », INSEE, Paris.

MULLIGAN C.B. ET X. SALA-I-MARTIN (1995) : « A Labour-income-based Measure of the value of Human Capital : an Application to the States of the United States », CEPR discussion Paper n°1146, March.

VILLA P. (1994) : « Un siècle de données macro-économiques », INSEE, n°86-87, avril, INSEE, Paris.

Sources Statistiques.

Recensements généraux de la population de 1901, 1906, 1911, 1921, 1926, 1931, 1936, fascicules résumés disponibles à la bibliothèque de l'INSEE.

Annuaire statistique de la France de 1952 à 1993 et rétrospectifs.

Enquête et documents relatifs à l'enseignement supérieur, 1886, Imprimerie Nationale, Paris.

Enquêtes FQP, 1970,1977,1985,1993, INSEE.

LISTE DES DOCUMENTS DE TRAVAIL DUCEPII¹⁶

1995

"Capital humain, mobilité des capitaux et commerce international", Pierre Villa, *document de travail n° 95-05*, juin.

"L'Europe à géométrie variable : une analyse économique", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 95-04*, avril.

"Comparaison de l'efficacité énergétique des pays d'Europe centrale et orientale avec celle des pays de l'OCDE", Nina Kounetzoff, *document de travail n° 95-03*, mars.

"L'organisation de la politique économique dans un cadre stratégique", Pierre Villa, *document de travail n° 95-02*, mars.

"Interest Rates, Banking, Spreads and Credit Supply: The Real Effects", Fernando Barran, Virginie Coudert, Benoît Mojon, *document de travail n° 95-01*, mars.

1994

"L'après-CAEM : La dynamique des échanges entre les pays de Visegrad", Dominique Pianelli, *document de travail n° 94-16*, décembre.

"CEEC Export to the EC from 1988 to 1993: Country Differentiation and Commodity Diversification", Françoise Lemoine, *document de travail n° 94-15*, décembre.

"Union monétaire et convergence : qu'avons nous appris ?", Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 94-14*, décembre.

"Chômage et salaire en France sur longue période", Pierre Villa, *document de travail n° 94-13*, novembre.

"Croissance et spécialisation", Frédéric Busson et Pierre Villa, *document de travail n° 94-12*, novembre.

"The international Monetary System in Search of New Principales", Michel Aglietta, *document de travail n° 94-11*, septembre.

¹⁶ Les documents de travail sont diffusés gratuitement sur demande dans la mesure des stocks disponibles. Merci d'adresser votre demande au CEPII, Sylvie Hurion, 9 rue Georges Pitard 75015 Paris, ou par fax (33.1.53.68.55.03)

"French and German Productivity Levels in Manufacturing: a Comparison Based on the Industry of Origin Method", Deniz Unal-Kesenci et Michael Freudenberg, *document de travail n° 94-10*, septembre.

"La réunification allemande du point de vue de la politique économique", Agnès Bénassy, Pierre Villa, *document de travail n° 94-09*, septembre.

"Commerce international, emploi et salaires", Olivier Cortes et Sébastien Jean, *document de travail n° 94-08*, août.

"La fonction de consommation sur longue période en France", Pierre Villa, *document de travail n° 94-07*, juillet.

"Réglementation et prise de risque des intermédiaires financiers : la crise des prix d'actifs au début des années 1990", Benoit Mojon, *document de travail n° 94-06*, juillet.

"Turquie : d'une stabilisation à l'autre", Isabelle Bensidoun, *document de travail n° 94-05*, juillet.

"Economic Policy Strategies to Fight Mass Unemployment in Europe: An Appraisal", Henri Delessy et Henri Sterdyniak, *document de travail n° 94-04*, juillet.

"Transmission de la politique monétaire et crédit bancaire, une application à cinq pays de l'OCDE", Fernando Barran, Virginie Coudert et Benoît Mojon, *document de travail n° 94 03*, juin.

"Indépendance de la banque centrale et politique budgétaire", Agnès Bénassy et Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 94-02*, juin.

"Les systèmes de paiements dans l'intégration européenne", Michel Aglietta, *document de travail n° 94-01*, mai.

1993

"Crises et cycles financiers : une approche comparative", Michel Aglietta, *document de travail n° 93-05*, octobre.

"Regional and World-Wide Dimensions of Globalization", Michel Fouquin, *document de travail n° 93-04*, septembre.

"Règle, discrétion et régime de change en Europe", Pierre Villa, *document de travail n° 93-03*, août.

"Crédit et dynamiques économiques", Michel Aglietta, Virginie Coudert, Benoît Mojon, *document de travail n° 93-02*, mai.

"Les implications extérieures de l'UEM", Agnès Bénassy, Alexander Italianer, Jean Pisani-Ferry, *document de travail n° 93-01*, avril.

1992

"Pouvoir d'achat du franc et restructuration industrielle de la France 1960-1991", Gérard Lafay, *document de travail* n° 92-04, décembre.

"Le Franc : de l'instrument de croissance à la recherche de l'ancrage nominal", Michel Aglietta, *document de travail* n° 92-03, décembre.

"Comportement bancaire et risque de système", Michel Aglietta, *document de travail* n° 92-02, mai.

"Dynamiques macroéconomiques des économies du sud : une maquette représentative", Isabelle Bensidoun, Véronique Kessler, *document de travail* n° 92-01, mars.