

**DEA Analyse et Politique Economiques
Ecole des Hautes Etudes en Sciences Sociales, Paris**

- Mémoire de DEA -

Suffit-il d'allonger la scolarité obligatoire pour augmenter les salaires?

Le cas de la réforme Berthoin (1959-1967)

Julien GRENET

Sous la direction de Thomas PIKETTY

2002-2003

Remerciements

Je tiens à remercier tout particulièrement Thomas Piketty, qui m'a accompagné durant tout le déroulement de ce travail et a su, par ses remarques efficaces, me donner le goût de la recherche en économie.

Résumé

Cette étude exploite de manière systématique la réforme qui porta en France l'obligation scolaire à 16 ans, afin d'évaluer l'impact de l'allongement de la scolarité obligatoire sur les salaires. L'ordonnance Berthoin, prise en 1959 et entrée en application en 1967, repoussa de deux ans l'obligation scolaire, auparavant fixée à 14 ans. Or, bien qu'ayant accru de manière exogène le temps passé à l'école par les générations concernées, cette réforme n'a eu aucun impact sur leur rémunération salariale. Ce résultat contraste fortement avec les conclusions des travaux effectués sur données anglaises, qui attestent tous l'existence d'un impact positif de l'allongement de la scolarité obligatoire sur les salaires. Un tel phénomène s'explique par le fait que, contrairement à ce qui s'est passé en Grande-Bretagne, l'allongement de la scolarité obligatoire en France ne s'est pas accompagné d'une amélioration des diplômes, véritables supports des rendements de l'éducation. Ce que font les élèves à l'école importe au moins autant que le temps qu'ils y passent: de manière concordante, l'estimation naïve et l'expérience naturelle montrent en particulier que pour les individus nés dans les années 1950 et ayant quitté l'école au même âge, le fait de détenir le Brevet d'Etudes du Premier Cycle (BEPC) ou un Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) plutôt que qu'un Certificat d'Etudes Primaires (CEP) ou aucun diplôme, procure un supplément salarial de l'ordre de 20%.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Données	7
2.1	Sources	7
2.2	Constitution de l'échantillon d'étude	8
3	Une expérience naturelle: la réforme Berthoin de 1959	9
3.1	Les grandes tendances de l'éducation en France au XX ^e siècle	9
3.2	Obligation scolaire et âge de fin d'études	14
4	Résultats	17
4.1	La réforme Berthoin: une augmentation exogène de l'âge de fin d'études...	17
4.2	...sans effet sur le salaire moyen des individus concernés	20
4.3	Une réforme qui a fait disparaître la hiérarchie salariale fondée sur l'âge de fin d'études pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans	24
4.4	Un phénomène lié à une modification de la répartition des diplômes	29
4.5	Le diplôme: véritable support des rendements de l'éducation	32
4.6	Pourquoi la réforme Berthoin a-t-elle échoué?	40
5	Conclusion	45
	Annexe A: Variables extraites de l'enquête Emploi	50
	Annexe B: L'obligation scolaire en France - principaux textes normatifs	53
	Annexe C: Estimateurs en simple et en double différence	54
	Annexe D: Estimateur des rendements salariaux du CAP et du BEPC	56

1 Introduction

L'éducation est un déterminant essentiel du devenir des individus sur le marché du travail: nombre d'études ont confirmé que les individus les plus éduqués bénéficient en moyenne de salaires plus élevés, sont davantage protégés contre le chômage et exercent des professions plus prestigieuses que les individus moins éduqués.

Rendements de l'éducation et biais d'estimation On ne peut néanmoins se fonder sur cette corrélation positive entre le nombre d'années d'études et le salaire pour inférer l'existence d'un impact *causal* de l'éducation sur les salaires. La constitution de bases de données microéconomiques exploitables à partir du début des années 1960 a donné une impulsion décisive à toute une série de travaux qui ont cherché à isoler cet effet causal, de manière à proposer une mesure fiable des rendements de l'éducation. La plupart de ces études, recensées et commentées par Card (1999) s'appuient sur le cadre théorique développé par Mincer (1974). Ce dernier proposa en effet un modèle très simple dans lequel le logarithme du salaire individuel (w) à une date t donnée peut être décomposé comme la somme d'une fonction linéaire du nombre d'années d'études et d'une fonction quadratique de l'expérience professionnelle:

$$\ln w = \alpha + \beta e + \gamma x + \delta x^2 \quad (1)$$

où e désigne le nombre d'années d'études et x représente le nombre d'années au cours desquelles l'individu a travaillé depuis la fin de ses études (évalué simplement en retranchant l'âge de fin d'études de l'individu à son âge biologique à la date t).

Pour estimer les rendements de l'éducation, l'intuition suggère dans un premier temps de régresser le logarithme du salaire individuel sur le nombre d'années d'études, en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO):

$$\ln w_i = \alpha + \beta e_i + \gamma x_i + \delta x_i^2 + u_i \quad (2)$$

où:

$\ln w_i$: logarithme du salaire mensuel de l'individu i

e_i : nombre d'années d'études effectuées par l'individu i

x_i : expérience professionnelle de l'individu i

u_i : terme d'erreur

En procédant ainsi, on trouve en général que le coefficient β prend une valeur de l'ordre de 0.1, ce qui signifie qu'une année d'études supplémentaire se traduit par un accroissement de salaire de 10%. Cette évaluation naïve risque néanmoins de conduire à une estimation biaisée du rendement salarial de l'éducation. On distingue traditionnellement trois sources de biais dans l'estimation des rendements de l'éducation par MCO:

- (1) D'une part, conformément aux conclusions d'un modèle d'investissement éducatif tel que celui proposé par Gary Becker (1967), on peut soupçonner l'existence d'une corrélation positive entre le nombre d'années d'études et le rendement salarial de l'éducation. En présence d'hétérogénéité dans les rendements de l'éducation (*i.e.* le coefficient β prend des valeurs différentes selon les individus), il est possible que les individus bénéficiant des meilleurs rendements soient aussi ceux qui font le plus d'études: dans ce cas, le rendement $\hat{\beta}$ estimé par MCO sera supérieur à sa vraie valeur β .
- (2) Une autre source de biais dans l'estimation du rendement de l'éducation provient de l'existence d'une variable cachée - les capacités intellectuelles - susceptible d'être corrélée à la fois au nombre d'années d'études et au salaire. Il est probable en effet qu'un

individu particulièrement doué pour les études présente des qualités valorisées sur le marché du travail sous la forme d'un salaire plus élevé. Dans ce cas, l'hypothèse d'orthogonalité des résidus et des variables explicatives dans l'équation (2) n'est pas vérifiée et l'estimation des rendements de l'éducation par les MCO est affectée d'un biais positif.

- (3) Une dernière source de biais émane des erreurs de mesure potentielles affectant la variable "âge de fin d'études". Griliches (1977) et Blackburn et Neumark (1995) démontrent que dans ce cas, l'estimateur MCO du rendement salarial de l'éducation sous-estime le rendement réel.

Stratégies d'estimation Compte tenu des biais d'estimation associés à l'estimateur MCO du rendement de l'éducation, diverses stratégies d'estimation ont été mises en œuvre.

Une première approche consiste à inclure dans la régression du salaire sur le nombre d'années d'études une variable supposée mesurer de manière explicite les capacités intellectuelles d'un individu: par exemple, les résultats aux tests de QI (Griliches et Mason (1972), Griliches (1977)). D'après ces travaux, l'estimation par MCO des rendements de l'éducation serait biaisée vers le haut. Cette méthode a cependant été critiquée, dans la mesure où il est très difficile d'isoler une mesure des capacités intellectuelles qui ne soit pas elle-même déterminée par le nombre d'années d'études. Si tel est le cas, l'inclusion d'une variable telle que le QI dans la régression du salaire sur le nombre d'années d'études risque en fait de sous-estimer les vrais rendements de l'éducation, ainsi que le suggèrent les études menées ultérieurement.

Une seconde approche exploite des données sur les jumeaux (ou sur des enfants de mêmes parents) de manière à éliminer le biais d'endogénéité associé aux capacités individuelles ou à la motivation: le rendement de l'éducation est alors estimé à partir des écarts constatés entre jumeaux en matière d'études et de salaires. En corrigeant leurs estimations du biais introduit par les erreurs de mesure, Ashenfelter et Krueger (1994) trouvent qu'une année d'études supplémentaire entraîne un accroissement de salaire de l'ordre de 16%.

Un troisième type d'approche consiste à travailler sur données de panel, en considérant les capacités individuelles comme un effet fixe: la limite d'une telle méthode, mise en œuvre par Angrist et Newey (1991) est qu'elle ne fait intervenir que des observations associées à des individus qui ont repris leurs études après les avoir arrêtées, configuration qui pose des problèmes d'endogénéité.

A côté de ces différentes stratégies d'estimation, une quatrième approche s'est imposée à partir du début des années 1990 et de l'article seminal d'Angrist et Krueger (1991) intitulé "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?": l'exploitation d'"expériences naturelles". Cette méthode repose sur l'utilisation de sources de variation exogène du nombre d'années d'études afin d'évaluer l'impact propre de ces dernières sur le salaire d'un individu. Dans leur article, Angrist et Krueger (1991) ont montré que dans le cas des Etats-Unis, il est possible d'instrumenter le temps passé à l'école par le trimestre de naissance, du fait de la législation sur l'obligation scolaire qui n'autorise les individus à quitter l'école qu'à partir de leur 16^e anniversaire. En effet, alors que l'entrée à l'école dépend uniquement de l'année de naissance (pour entrer au cours préparatoire, il faut par exemple avoir 6 ans dans l'année), les individus nés en début d'année peuvent quitter l'école avant les autres, puisqu'ils atteignent 16 ans plus tôt dans l'année. Ainsi, un élève né en janvier peut quitter l'école avant d'avoir terminé son 10th grade (équivalent de la seconde), alors qu'un élève né en fin d'année doit attendre d'avoir fini son 10th grade. De fait, à partir de données issues du recensement américain, Angrist et Krueger constatent que les individus nés au 1^{er} trimestre font en moyenne moins d'études que les individus nés au 3^e ou au 4^e trimestre. Or, ils observent également que le salaire moyen des individus nés au 1^{er} trimestre est inférieur à celui des individus nés plus tard

dans l'année. Les auteurs exploitent ce phénomène afin d'estimer les rendements de l'éducation à 16 ans aux Etats-Unis, en utilisant un estimateur de Wald de différence en différence et en procédant à une régression à variables instrumentales. Finalement, ils trouvent des rendements de l'éducation de l'ordre de 7 à 8%, proches de ceux qu'on obtient en effectuant une régression MCO naïve.

D'autres types d'expériences naturelles ont été exploités pour proposer une évaluation des rendements de l'éducation: les loteries organisées aux Etats-Unis pour choisir les appelés de la guerre du Vietnam, qui provoquèrent un surcroît de fréquentation scolaire du fait des exemptions dont bénéficiaient les étudiants (Angrist et Krueger (1990)); la proximité d'un établissement scolaire, source d'augmentation exogène de l'âge de fin d'études des individus vivant aux environs (Card (1995)); un programme de constructions d'écoles dans certaines régions d'Indonésie au milieu des années 1970 (Duflo (2001)), expérience naturelle permettant la constitution de deux groupes de contrôle: dans le temps (en comparant les générations qui ont bénéficié du programme à celles qui n'en ont pas bénéficié) et dans l'espace (en comparant les individus appartenant aux régions qui ont bénéficié du programme aux individus vivant dans des régions n'en ayant pas bénéficié). Les estimations réalisées à partir de ces expériences naturelles conduisent à des rendements généralement plus élevés que ceux obtenus par MCO, bien qu'ils n'en soient pas significativement différents.

Les études fondées sur l'exploitation d'expériences naturelles pour mesurer les rendements de l'éducation conduisent donc à des estimations généralement supérieures à celles qu'on obtient par MCO. Or, à l'exception des erreurs de mesure, les sources de biais mentionnées *supra* affectent positivement l'estimateur MCO, supposé surestimer les rendements de l'éducation. Comment expliquer alors que l'estimateur à variables instrumentales soit près de deux fois plus élevé que l'estimateur MCO? D'après Card (1999), ce phénomène provient de la nature essentiellement *locale* des estimations fondées sur l'exploitation d'expériences naturelles: les rendements de l'éducation ne sont pas en effet mesurés *in extenso*, mais pour des individus particuliers. Des facteurs tels que la législation sur l'obligation scolaire ou la proximité d'un établissement scolaire sont susceptible d'affecter en priorité les choix éducatifs des individus qui feraient autrement peu d'études. Si les rendements de l'éducation sont pour ces individus plus élevés que la moyenne, alors l'estimation par variables instrumentales à partir de ce type d'expériences naturelles tendra à se situer au-dessus des résultats obtenus par MCO.

Dans l'ensemble, les études consacrées à l'impact des études sur le salaire indiquent que le biais positif traditionnellement associé à l'estimateur MCO des rendements de l'éducation est faible, voire inexistant, l'exploitation d'expériences naturelles allant même jusqu'à suggérer que cet estimateur sous-estime les rendements réels. Il semble donc qu'on puisse se contenter, en première approximation, de l'estimation naïve des rendements de l'éducation pour en évaluer les rendements réels.

Exploitation de l'évolution de la législation sur l'obligation scolaire Au sein de la littérature fondée sur les expériences naturelles, plusieurs études ont cherché à estimer les rendements de l'éducation en exploitant l'allongement de l'obligation scolaire qui a caractérisé la plupart des pays occidentaux au cours du XX^e siècle. Ces modifications de la législation scolaire constituent bien des expériences naturelles au sens où ces réformes ont obligé, au sein des pays concernés, certaines générations à prolonger leurs études d'une ou deux années, de façon totalement exogène.

La première étude ayant cherché à exploiter ce type d'expérience naturelle pour estimer les rendements de l'éducation a été menée par Harmon et Walker (1995) dans le cas de la Grande-Bretagne. Une importante loi sur l'éducation y a en effet été votée en 1944 sous le

nom d'*Education Act*, annonçant l'allongement de l'obligation scolaire de 14 à 15 ans, puis à 16 ans. L'extension à 15 ans fut mise en œuvre en 1947 et il fallut attendre 1973 pour que la scolarité obligatoire soit portée à 16 ans (cf. Mickelwright *et al.* (1989) pour les détails de l'évolution législative). Les auteurs montrent que le passage de 14 à 15 ans en 1947 a eu un effet considérable sur la distribution des âges de fin d'études des générations concernées: la proportion d'individus quittant l'école à 14 ans est en effet passée de 55% à moins de 10% d'une génération à l'autre, la proportion d'individus quittant l'école à 15 ans passant quant à elle de moins de 10% à près de 50%. Leur échantillon d'étude, constitué à partir des enquêtes Budget des Familles britanniques (*Family Expenditures Survey*) réalisées entre 1978 et 1986, contient 34 336 hommes actifs occupés âgés de 18 à 64 ans. En instrumentant le nombre d'années d'études par une série d'indicatrices associées à chacun des régimes de l'obligation scolaire (avec pour référence 14 ans, pour les générations nées avant 1933, donc non concernées par la réforme de 1947) et en contrôlant pour les effets de l'expérience professionnelle, de l'année d'enquête et de la région d'appartenance, les auteurs obtiennent des rendements de l'éducation de l'ordre de 16%, beaucoup plus importants que ceux obtenus par les MCO (6%).

L'étude de Harmon et Walker (1995) a été récemment complétée par un article d'Oreopoulos intitulé "Do Dropouts Drop Out Too Soon? Evidence from Changes in School-Leaving Laws" (2003). L'auteur exploite le fait que l'*Education Act* voté en 1944 n'est pas entré en application au même moment dans les différentes parties de la Grande-Bretagne et de l'Irlande: en effet, alors qu'en Angleterre, l'obligation scolaire a été portée de 14 à 15 ans en 1947, puis de 15 à 16 ans en 1973, en Irlande du Nord, l'obligation scolaire est passée de 14 à 15 ans en 1957, puis de 15 à 16 ans en 1973; quant à l'Irlande du Sud, il a fallu attendre 1973 pour voir l'obligation scolaire passer de 14 à 15 ans. Oreopoulos dispose donc d'un double groupe de contrôle pour estimer les rendements de l'éducation: dans le temps, il peut comparer le salaire moyen des générations concernées par la réforme au salaire moyen des générations qui les ont précédées; dans l'espace, il peut par exemple comparer les salaires des individus concernés par la réforme de 1947 en Angleterre aux salaires des Irlandais dont l'obligation scolaire n'avait pas encore été repoussée. Pour réaliser ses estimations, Oreopoulos a combiné 15 Enquêtes sur les ménages réalisées en Angleterre de 1983 à 1998 (*UK General Household Surveys*) à 13 enquêtes réalisées en Irlande du Nord de 1985 à 1998 (*Northern Ireland Continuous Household Surveys*). En exploitant ces changements de législation et en utilisant des estimateurs à variables instrumentales, purgés des effets de la génération, de l'âge et de l'année d'enquête croisée avec le pays d'origine, Oreopoulos évalue les rendements de l'éducation à 14 ans à 13%, soit légèrement plus que le résultat obtenu par MCO (6%). De tels rendements invalident aux yeux de l'auteur l'idée selon laquelle le choix de continuer ou non ses études au-delà de la limite fixée par l'obligation scolaire résulterait d'un simple calcul coût-bénéfice. En suivant les enseignements du modèle de capital humain développé par Becker (1975), certains économistes ont en effet contesté l'existence de l'obligation scolaire au nom de la rationalité des choix individuels en matière d'éducation: pourquoi forcer un individu à aller à l'école jusqu'à 16 ans si le comparais des coûts et bénéfices de l'éducation lui prescrit d'arrêter l'école plus tôt? Oreopoulos conteste cette thèse en montrant que le coût d'opportunité d'une année d'études supplémentaire (le salaire que ne touche pas l'individu qui prolonge sa scolarité) ne peut équilibrer le gain marginal de cette année d'études que pour des valeurs déraisonnables du taux de préférence pour le présent. L'auteur en conclut que la législation sur l'obligation scolaire est nécessaire, dans la mesure où elle tempère la myopie de certains individus, en les empêchant de quitter l'école trop tôt.

Chevalier, Harmon, Walker et Zhu (2003) s'intéressent plus spécifiquement aux effets de la loi qui fit passer l'obligation scolaire de 15 à 16 ans en Angleterre en 1973. Cette expérience na-

turelle n'est pas principalement exploitée ici pour mesurer les rendements de l'éducation, mais pour tenter de départager deux visions concurrentes de l'éducation: d'une part, la théorie beckerienne qui modélise les choix individuels en matière éducative comme un investissement en capital humain, sanctionné par l'acquisition d'une compétence; d'autre part, énoncée par Spence en 1973, la théorie de l'éducation comme signal permettant aux individus de se distinguer sur le marché du travail, à travers l'acquisition d'un label. D'après les auteurs, les prédictions de ces deux visions concurrentes de l'éducation quant à l'impact de l'allongement de l'obligation scolaire sur la répartition des âges de fin d'études et des salaires sont contrastées: comme le montrent Lang et Kropp (1986) et Bedard (2001), dans un modèle de capital humain, une telle réforme n'affectera que le bas de la distribution des âges de fin d'études, dans la mesure où seuls les individus qui auraient souhaité quitter l'école à 15 ans voient leurs comportements modifiés par l'extension à 16 ans de l'obligation scolaire; dans un modèle de signal, en revanche, une telle réforme va accroître l'âge de fin d'études de tous les individus situés au-delà de l'obligation scolaire, de manière à préserver la nature discriminante de l'équilibre de signalement. Quant aux salaires associés aux différents âges de fin d'études, on peut s'attendre à ce qu'ils demeurent stables dans un modèle de capital humain; la théorie du signal prédit pour sa part que l'extension de l'obligation scolaire conduira nécessairement à une dévalorisation relative du salaire moyen des individus quittant l'école à 16 ans (arrêter ses études à cet âge ne représentant plus un moyen de se distinguer des autres individus). Chevalier *et al.* ont mené à bien leurs estimations sur un échantillon d'individus nés entre 1953 et 1963 (la première génération concernée par la réforme étant née en 1958), constitué à partir des enquêtes sur les ménages britanniques (*General Household Surveys*) réalisées tous les deux ans entre 1982 et 1992. Dans les faits, l'impact de la réforme de 1973 semble plutôt conforter la théorie du capital humain. On constate en effet que l'allongement de l'obligation scolaire n'a quasiment pas modifié la répartition des âges de fin d'études au delà de 16 ans: la proportion d'individus quittant l'école à 15 ans passa de 30 à moins de 5%, la proportion d'individus arrêtant leurs études à 16 ans passant quant à elle de 30 à près de 60%. Les auteurs ne mesurent pas directement l'impact de la réforme sur les salaires associés à chaque âge de fin d'études, mais via la répartition des diplômes: on constate en effet que l'allongement de la scolarité obligatoire à 16 ans en Grande-Bretagne s'est accompagné d'une diminution importante de la proportion d'individus quittant l'école sans diplôme (de 20% pour les générations nées entre 1953 et 1957 à 10% pour les générations nées entre 1958 et 1963), au profit des deux diplômes auquel les britanniques se présentaient alors à l'âge de 16 ans, le *O-Level*, équivalent de notre BEPC (passage de 35 à 40%) et le *Certificate of Secondary Education* (CES), sorte de BEPC davantage orienté vers la pratique¹ (passage de 10 à 15%). Or, le rendement de ces diplômes n'a pas significativement varié pour les générations nées entre 1958 et 1963, par rapport aux générations nées entre 1953 et 1957. Les auteurs en concluent que l'augmentation de l'âge moyen de fin d'études provoquée par le relèvement de l'obligation scolaire a bénéficié en termes salariaux aux générations concernées par la réforme, conformément aux prédictions de la théorie du capital humain.

Limites Les estimations des rendements de l'éducation fondées sur l'exploitation de l'évolution de la législation sur l'obligation scolaire présentent un certain nombre de limites qu'il convient de souligner.

Comme le fait remarquer Card (1999), l'interprétation des résultats obtenus par Harmon et Walker (1995) et Oreopoulos (2003) requiert une grande prudence: l'identification du rendement de l'éducation proposée par ces auteurs repose en effet essentiellement sur la réforme qui

1. Le CSE joue un peu le rôle de notre Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP), même s'il ne constitue pas à proprement parler une formation professionnelle.

fit passer en 1947 l'obligation scolaire de 14 à 15 ans en Angleterre. Cette réforme concerna les générations nées dans l'immédiat après-guerre: or, Ichino et Winter-Ebmer (1998) ont montré que dans la plupart des pays d'Europe occidentale, les générations nées entre 1930 et 1935, donc scolarisées pendant la Seconde Guerre mondiale, firent en moyenne des études plus courtes que les générations qui les précédèrent et qui leur succédèrent. Par ailleurs, Harmon et Walker (1995) n'incluent pas dans leurs régressions d'indicatrices associées aux différentes générations, de manière à neutraliser l'existence potentielle d'un trend positif affectant l'évolution de l'âge de fin d'études des différentes cohortes²; or, l'existence de ce trend est attestée de manière indirecte dans les régressions effectuées par Harmon et Walker par la croissance des coefficients associés aux différentes enquêtes réalisées entre 1979 et 1986, une fois contrôlé pour les effets de l'âge et du régime d'obligation scolaire. Ces deux facteurs sont susceptibles de biaiser vers le haut leur estimation des rendements de l'éducation en Grande-Bretagne.

Il convient également de nuancer l'interprétation proposée par Chevalier *et al.* de l'impact de la réforme qui porta en 1973 l'obligation scolaire de 15 à 16 ans en Angleterre. Les résultats obtenus par ces auteurs sont tout d'abord limités par leur nature essentiellement descriptive: l'évaluation des conséquences de la réforme sur la répartition des âges de fin d'études et des salaires se fonde en effet uniquement sur la comparaison des performances moyennes de deux ensembles de cohortes (1953-1957 et 1958-1963), sans prise en compte d'éventuels effets de génération; la critique adressée par Card (1999) à la méthode utilisée par Harmon et Walker (1995) s'applique donc aussi dans ce cas: il est possible que l'amélioration du niveau d'études des générations nées entre 1958 et 1963 par rapport aux générations nées entre 1953 et 1957 ne soit pas tant une conséquence de la réforme de 1973 que le résultat d'un trend séculaire de réduction de la proportion d'individus quittant l'école sans aucun diplôme. Pour prendre véritablement la mesure de l'impact de l'allongement de l'obligation scolaire sur les salaires, il aurait mieux valu analyser les performances comparées des deux générations encadrant la réforme (1957 et 1958). On peut par ailleurs reprocher aux auteurs de s'être contentés d'exploiter la réforme de 1973 pour départager les deux théories concurrentes de l'éducation (capital humain et équilibre de signalement), sans s'intéresser à la réforme de 1947. Or, l'impact de cette dernière sur la répartition des âges de fin d'études diffère sensiblement de celui qui prévalut en 1973: ainsi que le montrent Harmon et Walker (1995), le passage de la scolarité obligatoire de 14 à 15 ans a non seulement entraîné un accroissement de la proportion d'individus quittant l'école à 15 ans, mais a également augmenté de manière significative les effectifs associés aux âges de fin d'études compris entre 16 et 18 ans, en contradiction apparente avec les prédictions du modèle de capital humain.

Objet de la présente étude La présente étude s'inscrit dans le droit fil des travaux consacrés à l'estimation des rendements de l'éducation par l'exploitation de l'évolution de la législation sur l'obligation scolaire. Alors que de nombreuses études se sont intéressées à l'impact de l'*Education Act* en Grande-Bretagne, le cas français n'a jusqu'ici jamais été analysé. Or, parmi les lois qui ont fait passer en France l'obligation scolaire de 13 à 16 ans au cours du XX^e siècle, il en est une qui présente toutes les propriétés d'une bonne expérience naturelle: la réforme Berthoin, décidée en 1959 et entrée en application en 1967, a en effet allongé la scolarité obligatoire

2. En raison de la relation de dépendance linéaire qui lie les trois jeux d'indicatrices d'âge, de cohorte et d'année d'enquête, il est impossible de les inclure simultanément dans une même régression linéaire. Pour contourner ce problème, il suffit de remplacer l'âge par une fonction quadratique de l'expérience professionnelle (calculée en retranchant l'âge de fin d'études à l'âge biologique de l'individu) ou - lorsqu'on travaille sur plusieurs pays à la fois - de procéder à la manière d'Oreopoulos (2003), en croisant les indicatrices d'année d'enquête avec des indicatrices de pays.

de deux ans, en faisant passer l'âge de fin d'études minimum de 14 à 16 ans. Le choc représenté par cette réforme est d'autant plus important qu'à la différence de la Grande-Bretagne, le passage de 14 à 16 ans ne se fit pas en deux fois, mais d'un seul coup. La réforme Berthoin ne fut du reste nullement improvisée, huit années s'étant écoulées entre son adoption et son entrée en application.

A partir des enquêtes Emploi réalisées entre 1969 et 2002 et en nous concentrant sur le cas des individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans, nous montrons que contrairement à ce qu'aurait pu laisser supposer l'expérience britannique, l'allongement de la scolarité obligatoire en France n'a eu aucun effet sur le salaire des individus concernés par la réforme. Les résultats que nous obtenons tendent à démontrer que ce phénomène provient du fait que le brusque allongement de la durée des études provoqué par la réforme Berthoin ne s'est pas accompagné d'une déformation vers le haut de la répartition des diplômes dans la population. Il ressort donc de notre étude qu'il ne suffit pas d'allonger la scolarité obligatoire pour augmenter les salaires, dès lors que la rémunération perçue par les individus ne dépend pas tant du temps qu'ils ont passé à l'école que de ce qu'ils y ont fait: il semble bien qu'avant d'être le fruit du nombre d'années d'études, le rendement salarial de l'éducation soit pour l'essentiel un rendement du diplôme, une dimension jusqu'à présent relativement négligée par les études issues de ce domaine de recherche. Contrairement à ce qui s'est passé en Grande-Bretagne lorsque l'obligation scolaire passa de 15 à 16 ans en 1973, la réforme Berthoin ne semble pas avoir joué, pour les individus contraints de prolonger de deux ans leur scolarité, le rôle de tremplin vers de meilleurs diplômes. Nous illustrons le rôle crucial joué par les diplômes dans les rendements de l'éducation en exploitant l'effet de la réforme Berthoin sur la répartition des diplômes des individus ayant quitté l'école à 16 ans: nous trouvons que les individus nés dans les années 1950 et titulaires d'un Brevet d'Etudes du Premier Cycle (BEPC) ou d'un Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) ont un salaire supérieur en moyenne de 20% à celui des individus sans aucun diplôme ou munis seulement du Certificat d'Education Primaire (CEP), ordre de grandeur sur lequel s'accordent l'estimation naïve et l'exploitation de l'expérience naturelle.

Après avoir présenté succinctement les données qui ont servi de support à nos estimations (section 2), nous analysons le contexte et les modalités de la réforme Berthoin (section 3). Nous exposons ensuite la méthodologie adoptée et les résultats obtenus (section 4), avant de conclure en évoquant les principales pistes de recherche à suivre pour enrichir la présente étude (section 5).

2 Données

2.1 Sources

Pour mener à bien notre étude, nous avons utilisé les enquêtes Emploi réalisées annuellement par l'INSEE depuis 1968. L'objectif premier de cette enquête effectuée auprès des ménages français est de construire une mesure du chômage conforme aux normes du Bureau International du Travail (BIT). Elle fournit une description de la situation de l'emploi en mars de chaque année et permet d'étudier la structure et l'évolution de la population active, d'analyser le chômage et le fonctionnement du marché du travail.

Cette enquête présente l'avantage de permettre la constitution d'échantillons de taille importante. De 1968 et 2002, on dispose en effet de 35 enquêtes, regroupées en 4 séries homogènes: 1968-1974, 1975-1981, 1982-1989, 1990-2002. La taille de l'échantillon varie selon les séries: elle se situe en général autour de 130 000 individus issus de plus de 60 000 ménages. Le plan

de sondage adopté est celui d'un échantillon aréolaire avec renouvellement partiel (par tiers) chaque année. Chaque logement est enquêté 3 fois. La réserve d'aires est constituée à partir des recensements de la population (1968, 1975, 1982, 1990). Le taux de sondage ainsi obtenu est de 1/100^e en 1968 et 1/300^e ultérieurement. En empilant toutes les enquêtes, nous pouvons travailler à partir d'un échantillon total de près de 1 600 000 individus, soit 3% environ de la population française actuelle.

Le second atout de l'enquête Emploi est qu'elle contient un grand nombre de variables permettant de caractériser la formation des individus: âge de fin d'études, niveau atteint dans l'enseignement général, professionnel ou supérieur, dernier diplôme obtenu, etc., ainsi que leur situation professionnelle et leur salaire à la date de l'enquête.

2.2 Constitution de l'échantillon d'étude

Sélection des enquêtes Bien que nous disposions des enquêtes Emploi depuis 1968, nous n'avons pas retenu les enquêtes effectuées en 1968 et en 1973. L'enquête Emploi de 1968 ne comporte en effet aucune des principales variables d'intérêt utilisées dans cette étude. La seule variable d'intérêt présente dans la série d'enquêtes effectuée entre 1969 et 1974, le dernier diplôme obtenu, est quant à elle présentée sous une forme inutilisable dans l'enquête Emploi de 1973. C'est pourquoi nous avons décidé d'exclure cette enquête lors de la constitution de l'échantillon d'étude.

Variables d'intérêt Afin de proposer une analyse aussi large que possible des rendements de l'éducation, nous avons souhaité ne pas nous limiter à la dimension salariale de ces derniers: la situation individuelle au regard de l'emploi ainsi que la catégorie socio-professionnelle d'appartenance nous ont semblé devoir être également prises en compte. Nous avons par ailleurs souhaité ne pas restreindre la caractérisation de l'éducation reçue par un individu au nombre d'années d'études que ce dernier a effectuées, en la complétant par la prise en compte du dernier diplôme obtenu. A l'issue de la sélection et de l'harmonisation des variables extraites des différentes séries de l'enquête Emploi (*cf.* annexe A pour les détails), notre échantillon d'étude comprend quatre type de variables.

Les *caractéristiques de l'enquête* sont données par deux variables: l'année de l'enquête (ENQUETE, disponible de 1969 à 2002) et le rang dans l'enquête (RANG, disponible de 1969 à 2002), permettant de caractériser explicitement un individu comme enquêté pour la 1^{ère}, la 2^e ou la 3^e fois.

Les *caractéristiques individuelles* sont déterminées à travers un jeu de variables comportant le sexe (S, disponible de 1969 à 2002), l'année de naissance (NAISSANCE, disponible de 1969 à 2002) et l'âge (AGE, disponible de 1969 à 2002).

Deux variables permettent de caractériser le *niveau d'éducation* atteint par un individu: l'âge de fin d'études (AGEFIN, disponible de 1975 à 2002), de 6 à 34 ans et le diplôme le plus élevé obtenu (DIPLOME, disponible de 1975 à 2002), qui comprend six modalités: blanc si diplôme non déclaré ou en cours d'études initiales, 0 si aucun diplôme, 1 si Certificat d'Etudes Primaires (CEP), 2 si Brevet d'Etudes du Premier Cycle (BEPC) seul, 3 si Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP), Brevet d'Etudes Professionnelles (BEP) ou autre diplôme de ce niveau, 4 si Baccalauréat, Brevet professionnel ou études supérieures.

Enfin, on appréhende la *situation d'un individu sur le marché du travail* à travers différentes variables: le salaire mensuel (SALAIRE, disponible de 1982 à 2002); une indicatrice qui vaut 1 si l'individu est un chômeur (inscrit ou non à l'ANPE) et 0 sinon (CHOM, disponible de 1975 à 2002); la catégorie socio-professionnelle en 7 postes (CSP, disponible de 1982 à 2002);

enfin, l'expérience professionnelle (EXP, disponible de 1975 à 2002), calculée très simplement comme la différence entre l'âge biologique d'un individu (AGE) et son âge de fin d'études (AGEFIN).

Dans le tableau 1, nous présentons de façon synthétique les variables d'intérêt finalement retenues dans le cadre de cette étude.

TAB. 1 – *Variables d'intérêt retenues*

Variables	Code	Type ^a	Modalités ^b	Enquêtes ^c
CARACTÉRISTIQUES DE L'ENQUÊTE				
Année d'enquête	ENQUETE	Char	de 1969 à 2002	1969-2002
Rang dans l'enquête	RANG	Num	de 1 à 3	1969-2002
CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES				
Sexe	S	Char	1 et 2	1969-2002
Année de naissance	NAISSANCE	Char	de 1900 à 1987	1969-2002
Age	AGE	Num	de 15 à 98	1969-2002
NIVEAU D'ÉDUCATION				
Age de fin d'études	AGEFIN	Num	00, 06-34, 35	1975-2002
Diplôme le plus élevé obtenu	DIPLOME	Char	de 0 à 4	1975-2002
SITUATION SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL				
Salaire	SALAIRE	Num	de 0 à $+\infty$	1982-2002
Chômage	CHOM	Num	0 et 1	1975-2002
Catégorie socio-professionnelle	CSP	Char	de 1 à 8	1982-2002
Expérience professionnelle	EXP	Num	de 0 à 53	1975-2002

^a Char: variable codée en caractères; Num: variable codée en numérique.

^b Outre éventuellement la modalité ' ' (blanc).

^c L'édition 1973 de l'enquête Emploi a été éliminée lors de la sélection des enquêtes.

3 Une expérience naturelle: la réforme Berthoin de 1959

L'identification d'une expérience naturelle permettant d'estimer les rendements de l'éducation en France consiste à rechercher un choc susceptible d'avoir affecté le nombre d'années d'études des individus sans changer leurs caractéristiques individuelles. Avant de montrer que la réforme Berthoin de 1959, principale évolution législative relative à l'obligation scolaire en France, présente toutes les caractéristiques d'une bonne expérience naturelle, nous tâcherons de la situer dans le contexte plus général des grandes tendances de l'éducation en France au XX^e siècle.

3.1 Les grandes tendances de l'éducation en France au XX^e siècle

Il n'est évidemment pas dans notre propos de retracer ici l'histoire exhaustive de l'éducation en France au XX^e siècle. Il est néanmoins important d'en souligner les principales tendances, afin de se faire une idée relativement précise des principaux ordres de grandeurs permettant de prendre toute la mesure des conséquences de la réforme Berthoin.

3.1.1 Généralités

Avant les grandes réformes des années 1960 et 1970, le système scolaire français n'est pas défini comme aujourd'hui par "degrés" (école élémentaire, collège, lycée), mais par "ordres" (l'ordre du primaire, l'ordre du secondaire, voire l'ordre de l'enseignement technique). L'école primaire est l'"école du peuple", tandis que le secondaire apparaît comme l'école des privilégiés (notables, bourgeois...) ³.

Le primaire Le primaire élémentaire (de 6 à 13, puis 14 ans) et le primaire supérieur (de 14 à 18 ans environ) sont conçus en fonction d'un temps d'instruction et d'éducation qui est compté, en vue d'une préparation relativement courte à la vie active. Ils ne sont pas conçus comme des propédeutiques à d'autres enseignements. Le Certificat d'Etudes Primaires élémentaires (CEP) est né à la fin du Second Empire: jusqu'à sa suppression progressive à partir du début des années 1960, ce diplôme constitua la sanction solennelle de l'enseignement primaire. Cet examen est longtemps resté hors de portée de la majorité des élèves du primaire: Prost (1979) estime à environ 50% sur le plan national le nombre d'élèves qui quittent l'école vers 1935 sans avoir obtenu le CEP. L'enseignement primaire supérieur, s'adressant aux élèves munis du CEP et soucieux de prolonger leurs études au delà de l'obligation scolaire, a été organisé de manière cohérente au début de la III^e République: à côté des Ecoles Primaires Supérieures (EPS) dont le cursus est de trois années, précédées d'une année préparatoire, sont créés les Cours Complémentaires (CC), annexés aux écoles élémentaires et dont la scolarité est d'un an seulement. Pour la grande majorité des élèves, le débouché normal de l'enseignement primaire supérieur est la vie active. Mais cet enseignement enregistre de nombreux abandons en cours de scolarité. Par ailleurs, les chances d'accès au primaire supérieur sont très différentes selon les catégories sociales, mêmes "populaires". Animé par un souci de mise en ordre, et aussi par la préoccupation d'abaisser le primaire en lui enlevant son plus beau fleuron, le régime de Vichy transforme en 1941 les EPS en collèges modernes. Or, comme l'ont montré les travaux de Prost (1992), loin de conserver au lycée sa fonction reproductrice, cette réforme a abouti à un résultat contraire en organisant l'accueil, dans le second cycle du secondaire, des élèves formés par le primaire supérieur.

Le secondaire L'ordre du secondaire, payant jusqu'en 1928, se compose de lycées, gérés par l'Etat, et de collèges communaux. Distincts pour les filles et les garçons, les uns et les autres prennent les enfants à 6 ou 7 ans et les conduisent jusqu'au baccalauréat. A côté de l'enseignement secondaire proprement dit, ils comprennent donc un enseignement primaire (de la 11^e à la 7^e), mais qui est assuré par des professeurs spéciaux et non par des instituteurs. La disproportion entre le primaire et le secondaire est considérable: en 1928-1930, les collèges et lycées comptent 170 000 élèves, dont un tiers dans les petites classes, et les collèges privés 121 000. Au total, 291 000 élèves, ce qui est peu en comparaison avec les 4 millions d'élèves des écoles primaires. Les effectifs du secondaire sont en revanche comparables à ceux du primaire supérieur: 92 000 présents dans les CC publics et privés et 80 000 élèves dans les EPS.

L'enseignement technique L'enseignement technique est marqué par une grande diversité: de la formation des ingénieurs à celle des ouvriers, il propose des tâches de niveaux très différents. Son unité provient de sa finalité unique: il se définit en fonction de débouchés précis et prétend insérer ses élèves dans un processus économique. A côté des écoles professionnelles

3. Pour une présentation complète de l'évolution des institutions scolaires en France, on se reportera aux ouvrages de Prost (1979) et Lelièvre (1990), à partir desquels a été réalisée la présente synthèse.

créées à la fin du XIX^e siècle (enseignement technique long), sont créés des Cours Professionnels par la loi Astier de 1919 (enseignement technique court). Cette législation institue pour les apprentis des cours professionnels obligatoires pendant la durée même du travail. La sanction normale en est le Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP). A la veille de la Seconde Guerre mondiale, le développement des Cours Professionnels est insuffisant: ceux-ci n'accueillent en 1939 pas plus de 200 000 apprentis sur trois années de scolarité, et on compte 40 000 candidats seulement aux divers CAP. La crise économique, puis l'effort de guerre ont fait mesurer l'ampleur de la pénurie de main-d'œuvre qualifiée: c'est sous le régime de Vichy que débute véritablement l'essor de l'enseignement professionnel, à travers la création de Centres de Formation Professionnelle (CFP), rebaptisés Centres d'Apprentissage en 1949.

De la dualité primaire-secondaire au collège unique Les débuts de la V^e République constituent le tournant décisif de l'éducation en France au XX^e siècle. La grande affaire de la V^e République est en effet la réalisation de l'école unique: le passage d'une école par "ordres" (primaire, secondaire, technique) à une école par "degrés" (école élémentaire, collège, lycée).

Outre le passage de l'obligation scolaire de 14 à 16 ans, sur laquelle nous reviendrons plus loin, la réforme Berthoin de 1959 transforme des Cours Complémentaires en Collèges d'Enseignement Général (CEG) et les Centres d'apprentissage en Collèges d'Enseignement Technique (CET), tout en instituant un "cycle d'observation" de deux ans ouvert après l'enseignement primaire. L'unification des structures reste néanmoins timide: les conseils d'orientation doivent certes, après le premier trimestre de 6^e, et une seconde fois à la fin de la 5^e (tant dans le secondaire que dans les CEG), proposer à chaque élève la forme d'enseignement la plus appropriée. Mais comme ces classes du cycle d'observation restent partie intégrante des différents types d'établissements, chacun reste chez soi. Cette réforme a néanmoins eu le mérite d'avoir engendré une évolution vers une scolarité élémentaire relevant uniquement du primaire et unifiée selon cinq classes (cours préparatoire, deux cours élémentaires et deux cours moyens), du fait de la disparition progressive des Classes de Fin d'Etudes (qui accueillaient les élèves du primaire de 12 à 14 ans) et la disparition effective des classes élémentaires des lycées et collèges, décidée en 1960.

Le flot croissant des nouveaux élèves, en raison de la vague démographique et de l'augmentation rapide du taux de scolarisation en 6^e, a induit une remise en cause des structures établies. La réforme Capelle-Fouchet de 1963 opéra un changement structurel décisif: le report en seconde de l'orientation vers les filières "longue" et "courte" à travers la création d'une école moyenne de 4 années (avec un cycle d'observation de 2 ans et un cycle d'orientation de 2 ans) qui succède à l'école élémentaire et annonce le collège unique. Cette réforme réunit les différentes filières dans un premier cycle du secondaire et crée, à côté des CEG, une nouvelle catégorie d'établissements polyvalents et autonomes baptisés Collèges d'enseignement Secondaire (CES), regroupant les différentes filières (enseignement général long, enseignement moderne court, enseignement technique dans les "classes de transition") et amenés à se substituer aux premiers cycles des lycées. Le premier cycle du secondaire n'est pas cependant réellement unifié, dans la mesure où il fonctionne désormais selon trois filières très cloisonnées et ayant de fortes spécificités.

L'ultime étape est celle que conduit René Haby en 1975-1976 avec la mise en place du collège unique: les CES et les CEG sont unifiés sous la dénomination unique de collège et les filières sont supprimées en 6^e et en 5^e, y compris les classes de transition. Après la 3^e, tous les établissements du second cycle s'appellent lycées, les Collèges d'Enseignement Technique (CET) devenant Lycées d'Enseignement Professionnel (LEP). La structure verticale par ordre qui prévalait avant la V^e République est ainsi complètement bouleversée et laisse place à une

structure dominante horizontale.

Les réorganisations du secteur technique En établissant un "cycle d'orientation" de 4 ans et non plus de 2 ans, la réforme Capelle-Fouchet de 1963 modifia les conditions d'entrée en Collège d'Enseignement Technique (CET) et l'organisation du cursus de l'*enseignement technique court* qui y était dispensé: à côté des CAP en 3 ans (formation dispensée aux élèves issus des Classes de Fin d'Etudes ou de 5^e) furent expérimentés des CAP en 2 ans (pour les élèves sortant de 3^e). En 1966 sont créés dans les CET, à côté des classes de CAP, des classes qui conduisent en 2 ans des élèves sortant de 3^e au Brevet d'Enseignement Professionnel (BEP). En réalité, jusque vers la fin des années 1980, et contrairement à la notion de cycle d'orientation, beaucoup d'élèves entrent en CET à la fin de la 5^e.

Les réformes Berthoin et Capelle-Fouchet contribuent aussi à transformer les structures de l'*enseignement technique long*: en 1959, l'instauration du cycle d'observation de 2 ans provoque la suppression des 6^e et 5^e techniques; en 1963, l'extension du cycle d'orientation à 4 ans entraîne la disparition des 4^e et 3^e techniques. Désormais, on n'entre plus dans les lycées techniques sur examen ou sur concours, mais de plein droit après l'orientation en 3^e. L'enseignement technique est donc intégré à l'ensemble du système éducatif, mais au prix d'une position subordonnée.

3.1.2 Evolution de la répartition des principaux diplômes

L'analyse de l'évolution par génération de la répartition des principaux diplômes dans la population permet-elle de repérer et de quantifier les principales tendances évoquées ci-dessus?

Pour cela, nous avons choisi de représenter à partir des enquêtes Emploi effectuées entre 1969 et 2002 (à l'exception de l'enquête de 1973) la répartition du diplôme le plus élevé obtenu en fonction de l'année de naissance. Afin d'éviter la surreprésentation des individus en cours d'études initiales, nous avons choisi d'exclure les individus âgés de moins de 25 ans de cet échantillon. La population de référence est donc constitué d'individus nés entre 1900 et 1977, enquêtés pour la première fois⁴ et âgés de 25 ans ou plus l'année de l'enquête. Comme indiqué *supra*, les diplômes ont été regroupés en cinq grandes catégories: aucun diplôme, CEP, BEPC ou équivalent, CAP ou BEP et enfin Bac, Brevet professionnel ou études supérieures. La figure 1 indique l'évolution constatée⁵.

La démocratisation de l'enseignement en France au cours du XX^e siècle est soulignée par la baisse quasi continue de la proportion d'individus quittant l'école sans diplôme, au profit des différentes catégories de diplômes: entre la génération née en 1900 et la génération née en 1977, la proportion d'individus sans aucun diplôme est passé de 56% à 12%. Les périodes de guerre constituent les plus importantes exceptions à cette règle, la part des individus sans diplôme ayant fortement remonté pour les générations 1901-1905 et 1926-1930, scolarisées respectivement pendant la Première et la Seconde Guerre mondiale. Ce constat est conforme aux observations formulées par Ichino et Winter-Ebmer (1998) pour l'ensemble des pays d'Europe occidentale.

Dans le détail, on peut distinguer trois grandes périodes correspondant peu ou prou aux trois régimes de l'obligation scolaire (13, 14, puis 16 ans):

- Les générations nées entre le début du siècle et le milieu des années 1920 (obligation scolaire: 13 ans): l'immense majorité de la population (entre 70 et 80 %) quitte l'école

4. Le diplôme ne changeant pas d'une enquête à l'autre pour les individus ayant terminé leurs études.

5. Les résultats sont conformes à ceux qu'obtiennent Thélot et Vallet (2000) à partir des enquêtes Formation et Qualification Professionnelle effectuées par l'INSEE tous les 7 ans environ.

Répartition du dernier diplôme obtenu par génération (1900-1977)

Champ: Enquêtes Emploi 1969-2002 (sauf 1974). Individus enquêtés pour la première fois et âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête.

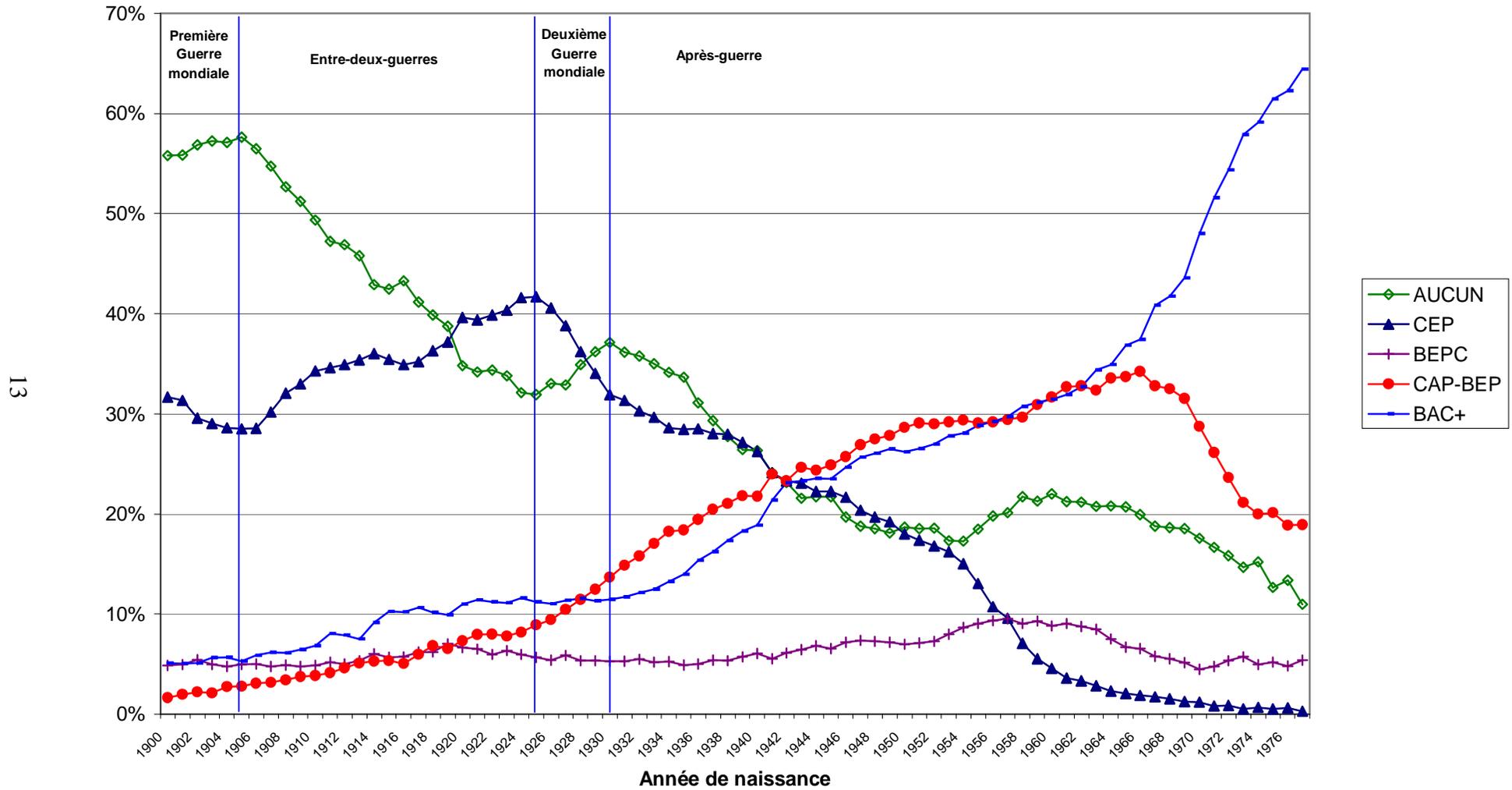


FIG. 1 – Répartition du dernier diplôme obtenu par génération (1900-1977)

sans diplôme ou avec le Certificat d'études. Les deux courbes évoluent d'ailleurs en raison inverse l'une de l'autre, la part des individus ne possédant aucun diplôme diminuant régulièrement au profit des titulaires du CEP. L'enseignement secondaire et les études supérieures sont encore réservés à une petite minorité (10% de la population environ) et ne semblent guère se démocratiser. L'enseignement technique est encore peu développé, puisqu'il concerne moins de 10% des individus nés au milieu des années 1920.

- Les générations nées entre le milieu des années 1920 et le début des années 1950 (obligation scolaire: 14 ans): à partir des générations scolarisées pendant la seconde guerre mondiale, le Certificat d'études cesse progressivement de dominer le paysage scolaire et est progressivement remplacé par l'enseignement technique court, auquel le régime de Vichy a donné une impulsion décisive, et que vient couronner le Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP), au point de concerner près de 30% de la population à la fin des années 1960 (générations nées au début des années 1950). L'immédiat après-guerre voit s'amorcer une timide démocratisation de l'enseignement secondaire et supérieur, qui forme près d'un tiers de la population née au début des années 1950.
- Les générations nées entre le début des années 1950 et la fin des années 1970 (obligation scolaire: 16 ans): les générations du baby-boom ont nourri la vague démographique qui a accéléré la démocratisation de l'enseignement secondaire en France, à travers les grandes réformes des années 1950 et 1960, aboutissant à la création du collège unique en 1975. Le Certificat d'études disparaît progressivement et ne concerne plus guère que 5% des individus au milieu des années 1970. Effet pervers de cette suppression programmée, la proportion d'individus quittant l'école sans aucun diplôme est temporairement remontée de 5 points pour les générations nées entre 1955 et 1960. L'obtention du Bac et la poursuite d'études supérieures se généralisent au point de concerner plus de 60% des individus appartenant aux générations de la fin des années 1970. L'enseignement technique court continue quant à lui de progresser jusqu'au début des années 1980, avant d'amorcer un important déclin lié à la dévalorisation subie par ce type de formation à la suite de son intégration à l'ensemble du système éducatif, au profit de l'enseignement technique long (Bac technique, technologique ou professionnel).

On remarquera enfin que tout au long du XX^e siècle, le BEPC (ou son équivalent) n'a jamais constitué autre chose qu'une étape dans une scolarité plus longue, puisque moins de 10% des individus enquêtés déclarent s'être arrêté à ce niveau. La véritable césure éducative opposa longtemps les individus quittant l'école sans diplôme ou avec le CEP à ceux qui ont eu accès à l'enseignement secondaire ou technique.

3.2 Obligation scolaire et âge de fin d'études

3.2.1 Evolution de la législation sur l'obligation scolaire

L'évolution de la législation sur l'obligation scolaire a accompagné la transformation des structures éducatives dont nous venons d'indiquer les grandes lignes: entre la fin du XIX^e siècle et la fin du XX^e siècle, l'obligation scolaire est passée de 13 à 16 ans. Trois grands textes législatifs ou réglementaires ont ponctué cette évolution: la loi Ferry du 28 mars 1882, la loi Zay du 9 août 1936 et l'ordonnance Berthoin du 6 janvier 1959⁶.

Jules Ferry, ministre de l'Instruction Publique et des Beaux-Arts, rendit la scolarisation élémentaire obligatoire par la loi du 16 juin 1881. L'article 4 de la loi organique votée le 28 mars 1882 précise que l'instruction primaire est obligatoire pour les enfants des deux sexes

6. Ces textes sont intégralement reproduits en annexe B.

âgés de six ans révolus à treize ans révolus. L'article 6 de la même loi ménage une exception: les élèves reçus au Certificat d'études (examen qu'on peut passer à partir de l'âge de 11 ans) sont autorisés à quitter l'école plus tôt.

Jean Zay, ministre de l'Education nationale du gouvernement de Front populaire, fit voter le 9 août 1936 une loi prolongeant d'un an l'obligation scolaire en la portant à 14 ans révolus, sauf pour les titulaires du Certificat d'études, qui peuvent quitter l'école à 13 ans. Cette mesure a commencé à entrer en application à la rentrée scolaire de l'année 1936, concernant les élèves nés après le 1^{er} janvier 1923.

Enfin, René Berthoin, ministre de l'Education nationale du dernier gouvernement de la IV^e République, prolongea par une ordonnance du 6 janvier 1959 l'obligation scolaire de 2 ans en la portant à 16 ans révolus, sans exception. L'ordonnance prévoyait que la mesure ne s'appliquerait que "*pour les enfants qui auront atteint 6 ans à partir du 1^{er} janvier 1959*", afin de laisser le temps de s'y préparer. La mesure entra donc en vigueur en 1967, pour les générations nées après le 1^{er} janvier 1953 (les individus nés en 1953 atteignant l'âge de 14 ans en 1967). La réforme Berthoin ne fut donc nullement improvisée, un délai de huit ans ayant été ménagé entre son adoption et son application.

3.2.2 La réforme Berthoin de 1959: une "bonne" expérience naturelle?

Les deux modifications de la législation relative à l'obligation scolaire introduites par la loi Zay du 9 août 1936 et l'ordonnance Berthoin du 6 janvier 1959 semblent *a priori* pouvoir être exploitées comme expériences naturelles pour estimer les rendements de l'éducation en France. En effet, ces réformes ont amené de façon exogène les individus nés à partir d'une date donnée à prolonger leurs études d'une ou deux années. On pourrait alors estimer les rendements de l'éducation en comparant les caractéristiques des générations concernées par chaque réforme à celles des générations antérieures.

Avant de procéder à de telles estimations, il faut commencer par s'assurer que ces réformes sont *effectivement* entrées en application et qu'elles ont eu un impact réel sur l'âge de fin d'études des individus concernés. Pour cela, il suffit d'analyser l'évolution de la répartition des âges de fin d'études en fonction de l'année de naissance, à partir des enquêtes Emploi réalisées entre 1975 et 2002, l'échantillon étant constitué des individus nés entre 1900 et 1977 et âgés de 25 ans ou plus l'année de l'enquête. La figure 2 indique les résultats obtenus.

Chaque courbe de ce graphique indique la proportion d'individus ayant quitté l'école à un certain âge en fonction de leur année de naissance: ainsi, la première courbe en partant du bas indique la proportion d'individus n'ayant fait que des études primaires (âge de fin d'études inférieur ou égal à 11 ans), la seconde la proportion d'individus ayant arrêté les études à 12 ans ou moins, etc. L'écart entre deux courbes correspond à la proportion d'individus ayant quitté l'école à un âge donné: par exemple, l'écart entre la courbe "14 ans et moins" et la courbe "13 ans et moins" indique la proportion d'individus qui ont arrêté leurs études à 14 ans.

Cette représentation de la répartition des âges de fin d'études permet d'identifier deux chocs d'ampleur inégale provoqués par les changements de la législation sur l'obligation scolaire:

- Si la loi Zay (1936) qui porta l'âge de fin d'études de 13 à 14 ans avait été appliquée du jour au lendemain, on aurait dû observer une réduction brutale de la proportion d'individus ayant quitté l'école à 13 ans ou moins (c'est-à-dire un décrochement de la courbe "13 ans ou moins") à partir de la génération née en 1923. Or, si l'on observe bien une accélération de la décroissance de cette proportion, on ne peut à proprement parler de "choc". La loi Jean Zay n'est en réalité entrée en application que très progressivement et n'est devenue effective qu'en 1945. Il faut par ailleurs rappeler que l'obligation scolaire

Répartition des âges de fin d'études par génération (1900-1977)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête.

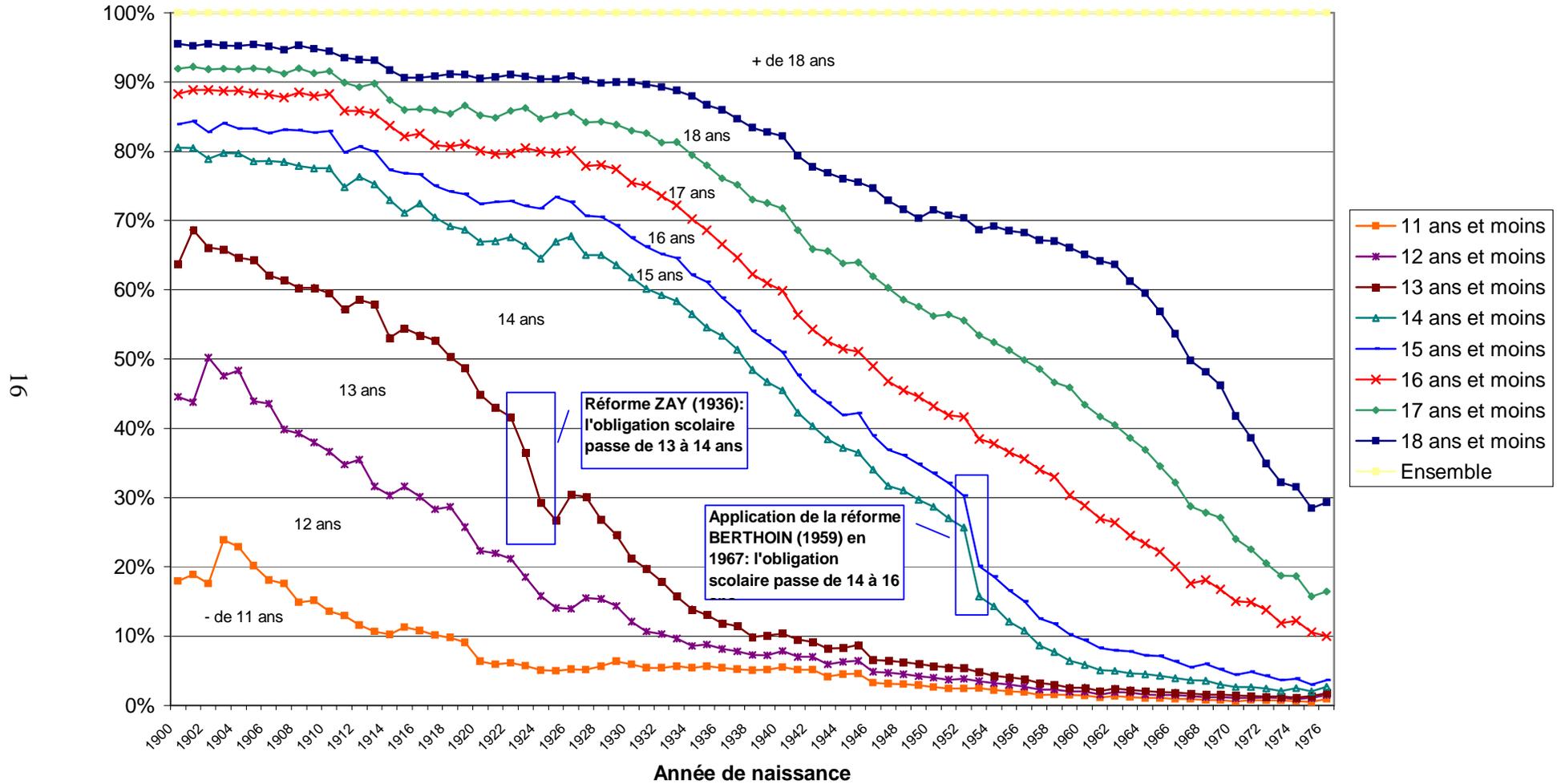


FIG. 2 – Répartition des âges de fin d'études par génération (1900-1977)

ne s'appliquait pas aux titulaires du Certificat d'études, qui pouvaient continuer à quitter l'école à 12 ou 13 ans. On doit surtout souligner que cette réforme a été contrariée par l'effet de la Seconde Guerre mondiale, qui a provoqué une réduction de l'âge de fin d'études des générations nées entre 1926 et 1930, bien visible sur le graphique. Au total, la loi Zay ne paraît pas présenter les qualités d'une "bonne" expérience naturelle.

- L'impact de l'ordonnance Berthoin (1959) sur la répartition des âges de fin d'études des générations concernées est beaucoup plus nettement perceptible. A la différence de la loi Zay, l'ordonnance Berthoin qui porta l'âge de fin d'études à 16 ans ne fut pas appliquée immédiatement. Tirant les leçons du passé, on décida que cette réforme n'entrerait en application qu'à partir de 1967, pour les individus nés après le 1^{er} janvier 1953. La rupture provoquée par la mise en œuvre de cette mesure apparaît clairement sur le graphique: on observe en effet une chute d'environ 10 points de la proportion d'individus ayant arrêté l'école à moins de 14 ans et à moins de 15 ans entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, sans que la proportion d'individus ayant arrêté l'école après 16 ans ait été sensiblement modifiée, comme l'atteste la relative continuité des courbes "16 ans et moins", "17 ans et moins" et "18 ans et moins". La lecture du graphique indique clairement que loin d'entériner un état de fait, la réforme Berthoin était conçue comme une mesure volontariste destinée à contraindre une partie importante des élèves à retarder leur entrée sur le marché du travail: à l'époque où la réforme est entrée en vigueur, près de 30% des élèves ne poursuivaient pas leurs études au-delà de l'obligation scolaire fixée à 14 ans⁷. Le contrôle de l'obligation scolaire ne semble pas cependant avoir été entièrement satisfaisant lors de l'entrée en application de la réforme, puisque 20% des individus nés en 1953 déclarent avoir quitté l'école avant l'âge de 16 ans. Il faudra attendre le début des années 1980 pour que l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans entre intégralement dans les faits.

Contrairement à la loi Zay, la réforme Berthoin apparaît comme une expérience naturelle susceptible d'être exploitée pour estimer les rendements de l'éducation en France.

4 Résultats

Parce qu'elle a contraint certains individus qui auraient autrement quitté l'école à 14 ans à prolonger de deux ans leurs études, la réforme Berthoin constitue une source exogène d'augmentation de l'âge de fin d'études. Avant d'exploiter cette expérience naturelle pour tenter d'estimer les rendements de l'éducation en France, il convient d'en quantifier précisément l'impact sur la répartition des âges de fin d'études des générations concernées.

4.1 La réforme Berthoin: une augmentation exogène de l'âge de fin d'études...

Quel a été l'effet de l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans sur la répartition des âges de fin d'études des générations concernées par la réforme? En utilisant le même échantillon que celui à partir duquel a été calculée l'évolution de la répartition des âges de fin d'études (*cf.* figure 2), nous avons retracé sur un même graphique l'évolution de la proportion d'individus

7. La dimension volontariste de la législation sur l'obligation scolaire n'est pas systématique: Oreopoulos (2003) montre par exemple qu'au moment de l'entrée en vigueur de la loi de 1973 qui fit passer l'obligation scolaire de 14 à 15 ans en Irlande du Sud, seuls 10% des individus quittaient l'école à 14 ans, si bien que la mesure n'eut pour ainsi dire aucun effet sur la répartition des âges de fin d'études.

ayant arrêté l'école à 14, 15 et 16 ans en fonction de l'année de naissance. La figure 3 indique les résultats obtenus.

La rupture provoquée par la réforme Berthoin apparaît très nettement à la charnière des générations nées en 1952 et 1953. L'impact diffère selon l'âge de fin d'études considéré:

- de la génération née en 1900 à la génération née en 1934, la proportion d'individus ayant quitté l'école à 14 ans a augmenté régulièrement, passant de 12 à 42%, indiquant qu'un nombre croissant d'élèves allaient jusqu'au terme de l'enseignement primaire. La décline de cette proportion s'est engagée 20 ans avant la mise en œuvre de la réforme Berthoin, qui n'a fait qu'accélérer le mouvement de démocratisation de l'enseignement secondaire initié dans l'immédiat après-guerre. Au sein de la dernière génération scolarisée sous le précédent régime d'obligation scolaire (14 ans) et née en 1952, seuls 20.3% des individus ont arrêté leurs études à 14 ans. Cette proportion chuta de près de 10 points, passant à 11% pour la première génération concernée par la réforme Berthoin et née en 1953, avant de continuer à décroître et disparaître pour les générations nées à l'aube des années 1970.
- La réforme Berthoin n'a eu aucun effet sur la proportion d'individus quittant l'école à 15 ans. Cet âge de fin d'études étant situé, avant 1967, au-delà de l'obligation scolaire, et ne correspondant à aucun diplôme, il n'est pas étonnant qu'il n'ait jamais concerné qu'une partie infime de la population (entre 3 et 7%). La proportion d'individus issus des générations postérieures à 1953 et ayant quitté l'école à 15 ans, âge désormais situé en-deçà de l'obligation scolaire, est resté faible, avant de disparaître complètement.
- La part des individus arrêtant leurs études à 16 ans ne progressait que très lentement depuis le début du siècle: de 4% pour la génération née en 1900 à 11% pour la génération née en 1952. Symétriquement à la chute de la proportion d'individus quittant l'école à 14 ans, la réforme Berthoin eut pour conséquence un accroissement soudain des effectifs scolarisés jusqu'à 16 ans: de 13.3% à 18.3% des individus issus de la génération née en 1953, soit 10 points de progression. Cette proportion a continué à croître jusqu'à la génération née en 1958, avant de diminuer en raison de l'allongement des études qui a accompagné la massification de l'enseignement secondaire et supérieur.

Au total, l'impact de la réforme Berthoin sur la répartition des âges de fin d'études a consisté en un allongement forcé de la scolarité de près de 10% des individus nés en 1953, contraints de prolonger leurs études jusqu'à l'âge de 16 ans, alors qu'ils auraient quitté l'école deux ans plus tôt si l'obligation scolaire à 14 ans avait été maintenue. L'âge de fin d'études moyen des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans s'est accru de manière significative à la suite de cette réforme, passant de 14.7 à 15.2 ans, soit une augmentation d'environ 5 mois de scolarité. Le tableau 2, qui indique la répartition précise des âges de fin d'études pour les générations 1952 (non concernée par la réforme) et 1953 (concernée par la réforme), permet de constater que la réforme Berthoin n'a fait que modifier la répartition interne au groupe des individus quittant l'école entre 14 et 16 ans, sans modifier les grands équilibres; avant comme après la réforme, à côté d'une petite minorité d'individus arrêtant leurs études à 13 ans ou moins, la population continue d'être subdivisée en trois groupes de taille comparable:

- (1) les individus quittant l'école à un âge proche de celui fixé par la législation sur l'obligation scolaire (âge de fin d'études: 14 à 16 ans)
- (2) les individus poursuivant des études secondaires (âge de fin d'études: 17 ou 18 ans)
- (3) les individus effectuant des études supérieures (âge de fin d'études supérieur à 18 ans)

Compte tenu de l'impact conséquent de la réforme Berthoin sur l'âge de fin d'études des individus nés à partir de 1953, peut-on envisager d'exploiter cette expérience naturelle pour estimer les rendements de l'éducation en France?

Proportion d'individus ayant arrêté l'école à 14, 15 et 16 ans par génération (1900-1977)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans.

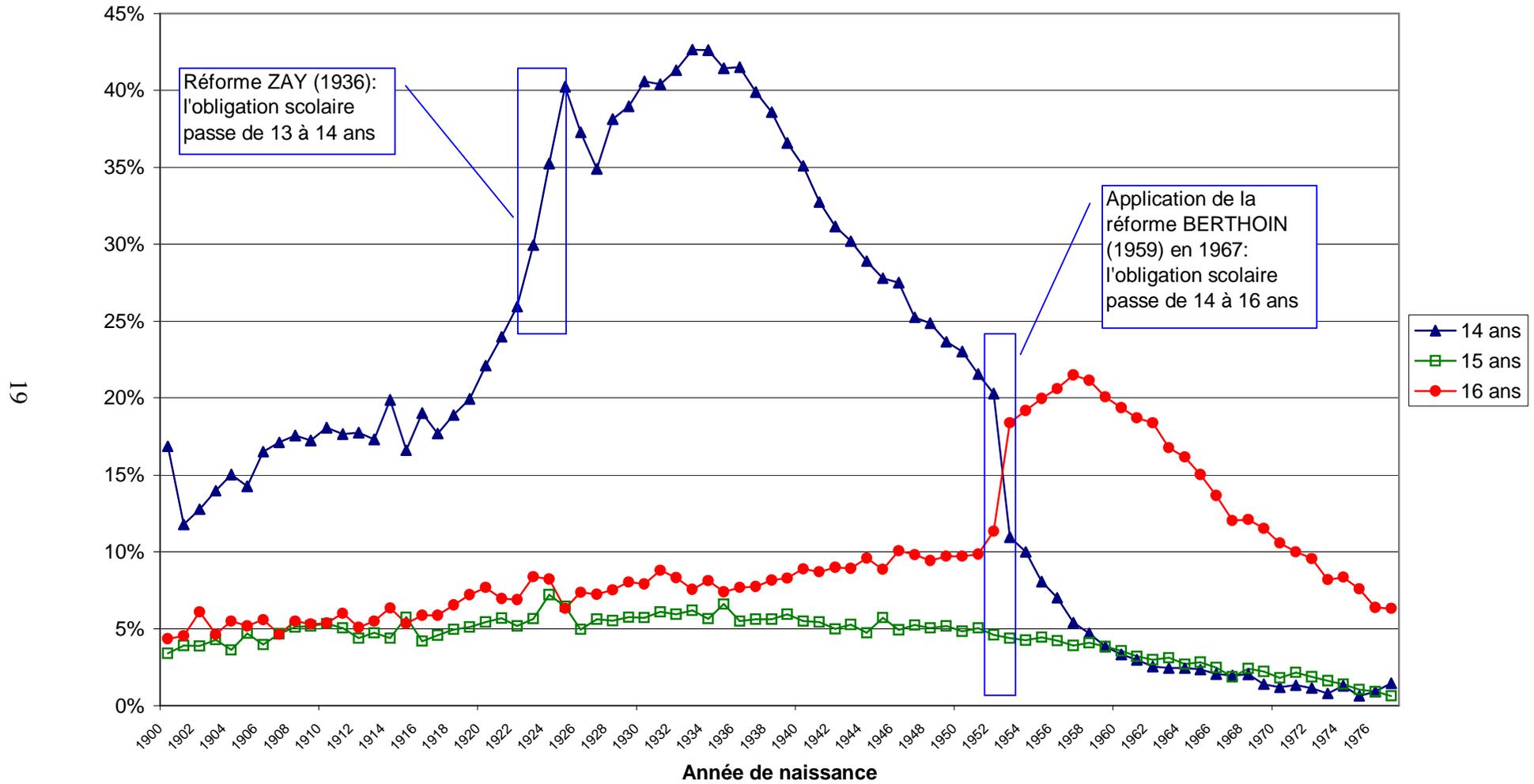


FIG. 3 – Proportion d'individus ayant arrêté l'école à 14, 15 et 16 ans (générations 1900-1977)

TAB. 2 – Répartition des âges de fin d'études pour les générations 1952 et 1953 (Enquêtes Emploi 1975-2002)

Age de fin d'études	Individus nés en 1952 (non concernés par la réforme)		Individus nés en 1953 (concernés par la réforme)	
13 ans ou moins	5.4%	5.4%	4.8%	4.8%
14 ans	20.3%	} 36.2%	11.0%	} 33.8%
15 ans	4.6%		4.4%	
16 ans	11.3%		18.4%	
17 ans	13.9%	} 28.6%	14.8%	} 30.1%
18 ans	14.7%		15.3%	
Plus de 18 ans	29.7%	29.7%	31.4%	31.4%
TOTAL	100%	100%	100%	100%

4.2 ...sans effet sur le salaire moyen des individus concernés

La réforme Berthoin a accru de manière exogène le temps passé à l'école par 10% des individus nés en 1953. Plus précisément, un tiers des individus ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans ont été contraints de prolonger leur scolarité de deux ans lorsque la réforme est entrée en application. Si l'on croit à la traduction de ce supplément d'études en supplément de rémunération, on devrait observer une augmentation du salaire moyen des individus ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, cette catégorie représentant elle-même le tiers de la population née au début des années 1950.

Evolution du salaire moyen des individus ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans Disposant de l'âge de fin d'études depuis l'enquête Emploi effectuée en 1975 et du salaire mensuel à partir de la série d'enquêtes initiée en 1982, nous avons calculé l'évolution du salaire mensuel moyen en fonction de l'année de naissance pour les individus nés entre 1940 et 1970, âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans. Afin d'éviter que l'évolution du salaire ne soit perturbée par la présence de valeurs extrêmes, nous avons exclu de l'échantillon les individus ayant déclaré un salaire mensuel inférieur au 2^e centile ou supérieur au 98^e centile de la distribution des salaires de chacune des enquêtes. Les individus ainsi sélectionnés touchant probablement des salaires modestes, nous avons décidé de compléter l'analyse par la représentation de l'évolution par année de naissance du salaire médian et du troisième quartile de la distribution des salaires, afin d'être en mesure de détecter une rupture n'ayant affecté que les salaires les plus élevés (le prolongement forcé des études étant venu gonfler la proportion d'individus quittant l'école à 16 ans, *a priori* mieux lotis en termes salariaux que ceux qui ont arrêté leurs études à 14 ou 15 ans). Les résultats sont présentés à la figure 4.

Comme on pouvait s'y attendre, on constate que le salaire moyen des individus ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans est relativement faible (autour de 7500F pour la génération née en 1940, moins de 6000F pour la génération née en 1970). De manière classique, on observe que le salaire moyen est systématiquement supérieur au salaire médian, signe d'une distribution dissymétrique des salaires. La partie croissante des différentes courbes (de la génération née

Evolution du salaire moyen, du salaire médian et du troisième quartile de salaire des individus ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans.

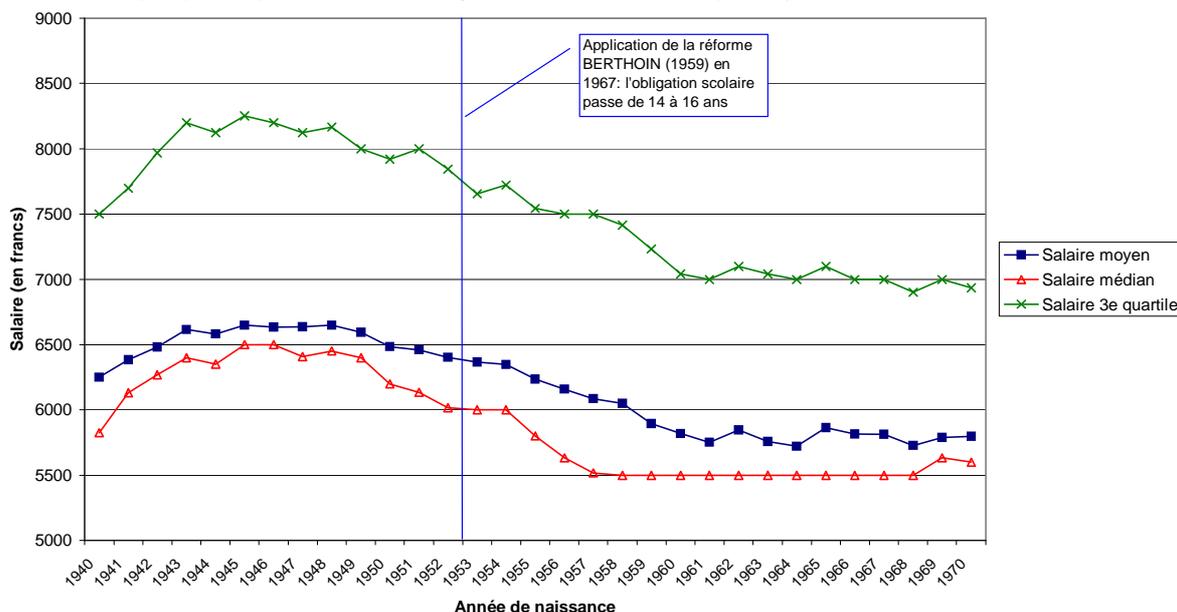


FIG. 4 – Evolution de la moyenne, de la médiane et du troisième quartile de la distribution des salaires mensuels en fonction de l'année de naissance pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

en 1940 à la génération née en 1948) est probablement liée pour l'essentiel à la croissance des salaires au cours du temps, les individus nés entre 1940 et 1948 étant surreprésentés dans les enquêtes effectuées entre 1982 et 1989. La décroissance continue des différentes courbes à partir de la génération née en 1948 est en partie imputable à l'effet de l'expérience professionnelle, les individus nés dans les années 1940 et observés entre 1982 et 2002 étant sur le marché du travail depuis plus longtemps que ceux qui sont nés dans les années 1960 et qui sont observés au cours de la même période; elle est surtout à mettre en relation avec la dévalorisation salariale relative que les individus quittant l'école de 14 et 16 ans ont subi du fait de l'allongement de la durée des études dans l'ensemble de la population.

De façon tout à fait surprenante, il apparaît que la réforme Berthoin n'a eu aucun impact sur le salaire moyen, pas plus que sur le salaire médian ou le troisième quartile de la distribution des salaires: aucune rupture ne caractérise le passage de la génération née en 1952 à la génération suivante, en dépit de la sensible modification de la répartition des âges de fin d'études mise en évidence *supra*.

Evolution du différentiel de salaire séparant les individus qui ont quitté l'école de 14 à 16 ans et ceux qui ont arrêté leurs études à 17 ou 18 ans L'observation de l'évolution du salaire moyen des individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans ne permet pas à elle seule d'affirmer que la réforme Berthoin n'a eu aucun impact sur la rémunération salariale de cette catégorie de la population. Pour cela, il faudrait pouvoir comparer cette évolution à celle des individus qui ont quitté l'école plus tard. On peut en effet très bien imaginer que le salaire des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans ait stagné de la génération 1952 à la génération 1953, mais qu'il ait diminué dans le même temps pour les individus qui ont arrêté l'école après

16 ans. Nous avons donc choisi de représenter l'évolution par année de naissance de l'écart d'âge de fin d'études et du différentiel salarial (en logarithme) séparant les individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans et ceux qui ont poursuivi leurs études jusqu'à 17 ou 18 ans, ces deux catégories regroupant chacune près d'un tiers des individus appartenant aux générations nées dans les années 1950. Si l'allongement de la scolarité obligatoire, avec pour conséquence une réduction de l'écart entre l'âge de fin d'études moyen des individus qui sont allés jusqu'à 17 ou 18 ans et ceux qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans, a bénéficié en termes salariaux aux premiers, on devrait s'attendre à ce que ce différentiel salarial se réduise entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, le groupe des individus qui ont arrêté leurs études à 17 ou 18 ans n'ayant pas été directement concerné par la réforme Berthoin. Or, la lecture des graphiques reproduits aux figures 5 et 6 confirme l'impression donnée par la figure 4: il apparaît en effet que bien que se réduisant tendanciellement d'une génération à l'autre, l'écart de salaire entre les individus qui ont poursuivi leurs études jusqu'à 17 ou 18 ans et ceux qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans ne s'est pas brusquement contracté entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, en passant seulement de 15.4% à 14.6%. Or, dans le même temps, le différentiel d'âge de fin d'études moyen a diminué de manière significative, passant de 2.8 à 2.3 ans.

Estimateur de Wald des rendements de l'éducation Les rendements de l'éducation estimés dans une telle configuration devraient être proches de zéro, puisque le supplément d'études imposé à 30% des individus de notre échantillon ne semble pas s'être traduit en supplément de rémunération. La quantification précise du rendement salarial d'une année d'études supplémentaire estimé à partir d'une expérience naturelle telle que la réforme Berthoin s'effectue à partir de l'estimateur de Wald, lui-même construit à partir de deux estimateurs en double différence (temporelle et inter-catégorielle):

- L'estimateur en double différence de l'effet de la réforme Berthoin sur le salaire mensuel, calculé comme l'écart de salaire⁸ séparant les générations 1952 et 1953 des individus ayant arrêté l'école à 17 ou 18 ans et l'écart de salaire séparant les générations 1952 et 1953 des individus qui ont arrêté l'école entre 14 et 16 ans:

$$(\ln w_{1953}^{17-18} - \ln w_{1952}^{17-18}) - (\ln w_{1953}^{14-16} - \ln w_{1952}^{14-16})$$

où $\ln w_g^{a_1-a_2}$ désigne le salaire mensuel moyen (en logarithme) de la génération g (individus ayant quitté l'école entre a_1 et a_2 ans).

- L'estimateur en double différence de l'effet de la réforme sur l'âge de fin d'études, calculé comme l'écart d'âge de fin d'études moyen séparant les générations 1952 et 1953 des individus ayant arrêté l'école à 17 ou 18 ans et l'écart d'âge de fin d'études moyen séparant les générations 1952 et 1953 des individus qui ont arrêté l'école entre 14 et 16 ans:

$$(e_{1953}^{17-18} - e_{1952}^{17-18}) - (e_{1953}^{14-16} - e_{1952}^{14-16})$$

où $e_g^{a_1-a_2}$ désigne l'âge de fin d'études moyen de la génération g (individus ayant quitté l'école entre a_1 et a_2 ans).

L'estimateur de Wald des rendements de l'éducation, dont les propriétés sont présentées en annexe C, se calcule en rapportant l'estimateur en double différence associé au salaire à l'estimateur en double différence associé à l'âge de fin d'études:

$$Wald = \frac{(\ln w_{1953}^{17-18} - \ln w_{1952}^{17-18}) - (\ln w_{1953}^{14-16} - \ln w_{1952}^{14-16})}{(e_{1953}^{17-18} - e_{1952}^{17-18}) - (e_{1953}^{14-16} - e_{1952}^{14-16})}$$

8. exprimé en logarithme, afin de calculer un rendement.

Evolution de l'écart entre l'âge de fin d'études moyen des individus ayant arrêté leurs études à 17 ou 18 ans et l'âge de fin d'études moyen des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 6 et 34 ans.

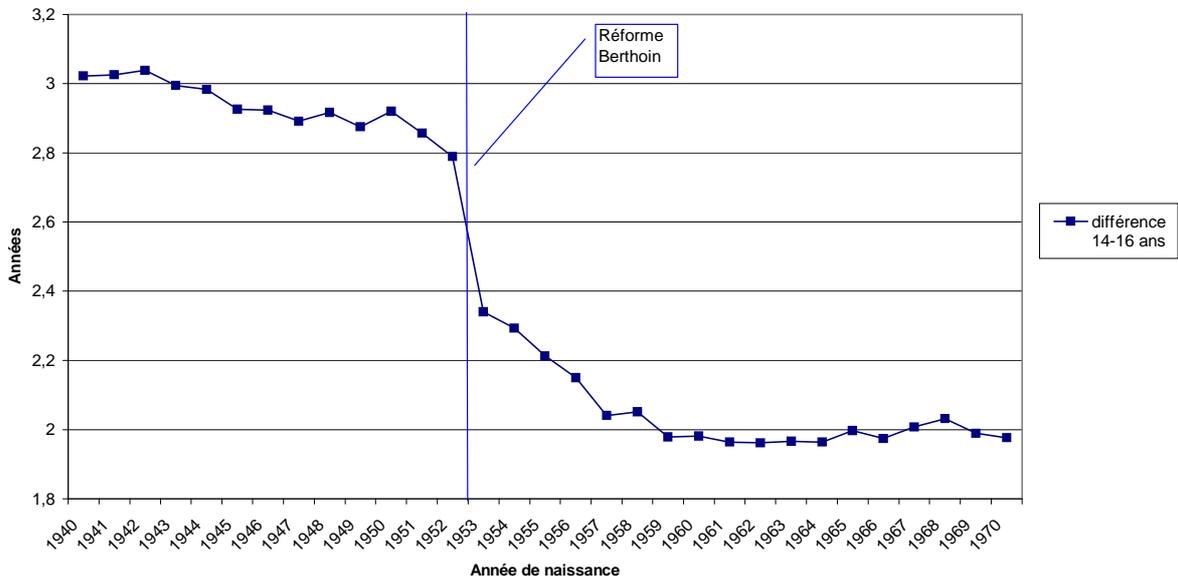


FIG. 5 – Evolution de l'écart entre l'âge de fin d'études moyen des individus ayant arrêté leurs études entre 17 et 18 ans et l'âge de fin d'études moyen des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Evolution de l'écart de salaires (en log) entre les individus ayant arrêté les études à 17 ou 18 ans et les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans.

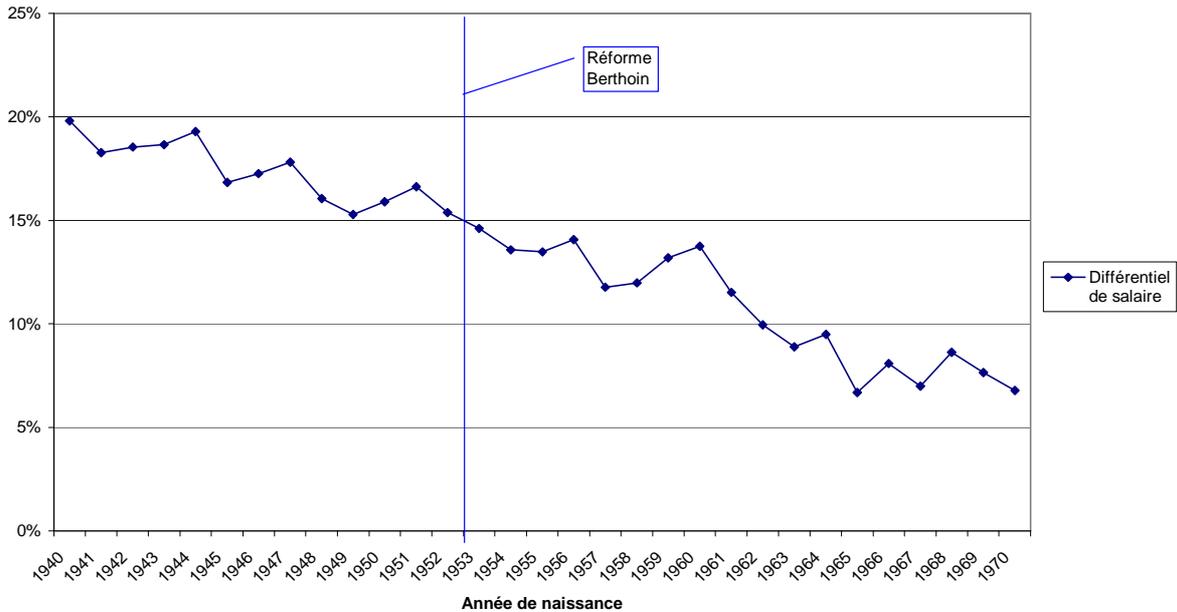


FIG. 6 – Evolution de l'écart de salaire entre les individus qui ont arrêté leurs études à 17 ou 18 ans et les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

En pratique, l'estimateur de Wald des rendements de l'éducation se calcule en utilisant la méthode des variables instrumentales. Comme le montre Duflo (2002), il suffit de procéder à une régression en deux étapes:

- (1) Dans une première étape, on régresse l'âge de fin d'études (e) sur 3 instruments: une indicatrice associée à la génération née en 1953 ($1_{(1953)}$), une indicatrice associée à l'ensemble des individus ayant quitté l'école à 17 ou 18 ans ($1_{(17-18)}$) et une indicatrice croisée égale au produit des deux indicatrices précédentes:

$$e = a + b1_{(1953)} + c1_{(17-18)} + d1_{(1953)} \times 1_{(17-18)} + u$$

- (2) Dans une seconde étape, on régresse le logarithme du salaire mensuel sur l'âge de fin d'études instrumenté (\hat{e}), $1_{(1953)}$ et $1_{(17-18)}$:

$$\ln w = \alpha + \beta\hat{e} + \gamma 1_{(1953)} + \delta 1_{(17-18)} + \varepsilon$$

Le coefficient β est égal à l'estimateur de Wald des rendements de l'éducation, ce qui permet d'obtenir aisément son écart-type.

Le tableau 3 indique que le rendement salarial évalué en utilisant cet estimateur est non significativement différent de zéro au seuil de 5%. Comment expliquer ce phénomène? Avant de répondre à cette question, il paraît naturel d'analyser plus spécifiquement l'évolution du salaire moyen associé à chacun des trois âges de fin d'études concernés: 14, 15 et 16 ans.

4.3 Une réforme qui a fait disparaître la hiérarchie salariale fondée sur l'âge de fin d'études pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans

Evolution du salaire moyen par âge de fin d'études Une analyse plus approfondie des conséquences de la réforme Berthoin passe par la comparaison de l'évolution du salaire moyen associé à chacun des trois âges de fin d'études concernés (14, 15 et 16 ans) avec l'évolution du salaire moyen des individus ayant arrêté leurs études à 17 et 18 ans. Afin de débarrasser nos estimations des biais potentiels introduits par les effets de l'année d'observation (variable ENQUETE) et de l'expérience professionnelle (variable EXP), nous avons procédé à la régression MCO du salaire mensuel individuel (en log) sur une constante, 155 indicatrices d'année de naissance croisées avec l'âge de fin d'études (de 14 à 18 ans), 20 indicatrices d'année d'enquête (1983-2002 - année de référence: 1982), l'expérience professionnelle et l'expérience professionnelle au carré⁹:

$$\ln w_i = \alpha + \sum_{k=1940}^{1970} \sum_{l=14}^{18} \beta_{kl} \times 1_{(naissance=k)} \times 1_{(age\ fin=l)} + \sum_{m=1983}^{2002} \gamma_m \times 1_{(enquete=m)} + \delta \times exp_i + \varepsilon \times exp_i^2 + \eta_i$$

où:

$\ln w_i$: logarithme du salaire de l'individu i

$1_{(naissance=k)}$: indicatrice de l'année de naissance k

$1_{(age\ fin=l)}$: indicatrice de l'âge de fin d'études l

$1_{(enquete=m)}$: indicatrice de l'année d'enquête m

exp_i : expérience professionnelle de l'individu i

9. afin de prendre en compte l'éventuelle non-linéarité de l'effet de cette variable sur le salaire, conformément aux spécifications proposées par Mincer (1974).

TAB. 3 – Estimateurs en simple différence et en double différence du rendement salarial de l'éducation pour les générations 1952 et 1953 - individus ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans (Enquêtes Emploi 1982-2002)

Age de fin d'études	Variables ^a	Génération		Différence temporelle (2)-(1)	Différence inter-catégorielle (b)-(a)
		1952 (1)	1953 (2)		
14 à 16 ans (a)	Log du salaire mensuel	8.6803004 (0.4207168)	8.6761824 (0.4163482)	-0.00412 (0.005453)	
	Age de fin d'études moyen	14.7375360 (0.8992742)	15.1757472 (0.9181927)	0.438211 (0.011830)	
	Nombre d'individus	12516	11141		
	Estimateur en simple différence du rendement de l'éducation			-0.00940 (0.012460)	
17 à 18 ans (b)	Log du salaire mensuel	8.8341493 (0.4350188)	8.8222421 (0.4211561)	-0.01191 (0.005901)	-0.00779 (0.008025)
	Age de fin d'études moyen	17.5263670 (0.4993286)	17.5158745 (0.4997711)	-0.01049 (0.006888)	-0.44870 (0.014118)
	Nombre d'individus	10278	10772		
	Estimateur en double différence du rendement de l'éducation				0.017359 (0.017864)

^a Les écarts-types sont entre parenthèses.

exp_i^2 : expérience professionnelle de l'individu i au carré

η_i : terme d'erreur

Les coefficients $\hat{\beta}_{kl}$ de la régression permettent d'estimer l'évolution par année de naissance du salaire moyen en fonction de l'âge de fin d'études, purgée des effets de l'année d'observation et de l'expérience professionnelle. Les résultats sont présentés sous forme graphique à la figure 7.

La neutralisation des effets de l'année d'observation et de l'expérience professionnelle explique que les courbes ne présentent plus la partie croissante identifiée sur le graphique de la figure 4 et leur décroissance est désormais entièrement imputable à la dévalorisation salariale relative associée aux âges de fin d'études compris entre 14 et 18 ans à mesure que s'est allongée la durée des études en France. La réforme Berthoin apparaît comme une césure particulièrement frappante: l'enseignement principal de ce graphique est en effet que l'allongement à 16 ans de l'obligation scolaire a eu pour conséquence une importante diminution du salaire des individus ayant quitté l'école à 16 ans, à l'origine d'une contraction des écarts de salaires entre les individus ayant arrêté l'école à 14 ans, 15 et 16 ans. Alors que pour les générations scolarisées sous le régime légal antérieur à la réforme Berthoin (obligation scolaire à 14 ans), la hiérarchie salariale reflète fidèlement l'âge de fin d'études des individus (le salaire moyen des individus ayant quitté l'école à un âge donné est systématiquement inférieur à celui des individus qui ont arrêté leurs études plus tard), l'entrée en application de la réforme efface en grande partie cette hiérarchie pour les individus dont l'âge de fin d'études est compris entre 14 et 16 ans. On ne décèle en revanche aucune rupture dans l'évolution du salaire moyen des individus ayant arrêté leurs études à 17 ou 18 ans: la hiérarchie salariale s'y maintient pour les générations postérieures à l'entrée en vigueur de l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans.

Evolution de l'écart de salaire entre les individus ayant arrêté l'école à 14 ans et 16 ans

La rupture engendrée par la réforme Berthoin apparaît plus nettement encore lorsqu'on représente l'évolution par année de naissance de la répartition des âges de fin d'études et de l'écart entre le salaire moyen des individus ayant arrêté l'école à 16 ans et le salaire moyen des individus ayant arrêté l'école à 14 ans, qui correspond à l'écart entre les courbes "Salaire 16 ans" et "Salaire 14 ans" de la figure 7. Le salaire mensuel étant exprimé en logarithme, l'écart de salaire est ici un pourcentage¹⁰. Le brusque allongement de scolarité subi par le tiers des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans apparaît de manière particulièrement nette sur la figure 8, qui représente l'évolution par année de naissance de la répartition des âges de fin d'études compris entre 14 et 16 ans. La figure 9 indique quant à elle qu'au sein des générations non concernées par la réforme Berthoin, les individus qui ont quitté l'école à 16 ans touchent des salaires de 10 à 12% plus élevés en moyenne que ceux qui ont arrêté leurs études à 14 ans. Bien que légèrement décroissant, cet écart reste élevé au sein de la génération née en 1952 (8%). L'écart se réduit brutalement à partir de la génération née en 1953 et scolarisée sous le nouveau régime de l'obligation scolaire: il tombe alors à 2%, niveau autour duquel il fluctue légèrement pour les générations postérieures.

Le phénomène que nous venons de mettre en évidence suggère que l'âge de fin d'études pourrait dissimuler l'influence d'une autre variable sur le salaire: le diplôme.

10. En effet, en notant w_{14} et w_{16} les salaires moyens respectifs des individus ayant arrêté l'école à 14 et 16 ans, on a: $\ln w_{16} - \ln w_{14} \sim \frac{w_{16} - w_{14}}{w_{14}}$.

Evolution des salaires moyens (en log) en fonction de l'âge de fin d'études (générations 1940-1970) purgée des effets de l'expérience professionnelle et de l'année d'enquête

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 6 et 34 ans.

27

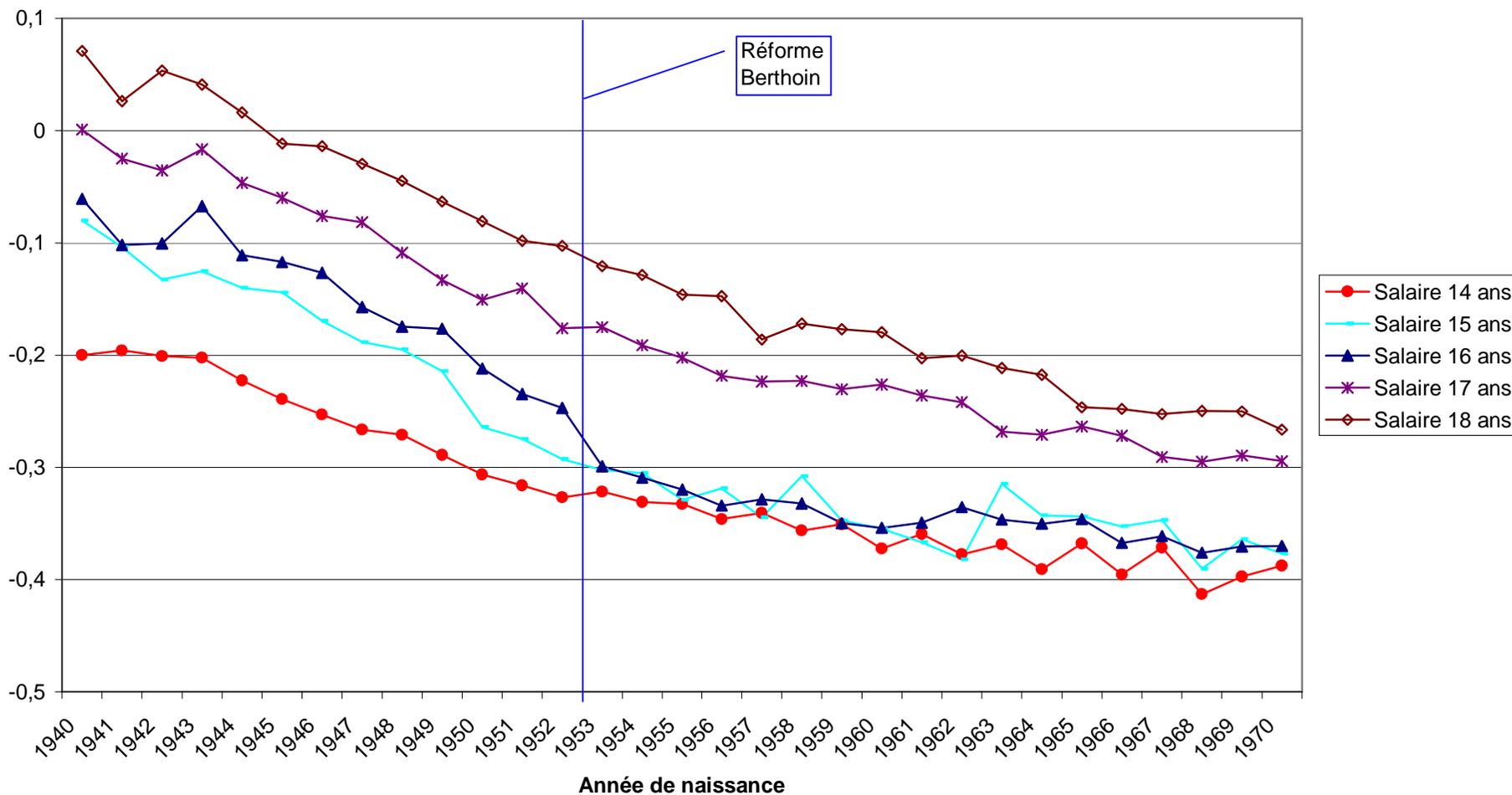


FIG. 7 – Evolution du salaire moyen (en log) en fonction de l'âge de fin d'études purgée des effets de l'expérience professionnelle et de l'année d'enquête (générations 1940-1970)

Evolution de la répartition des âges de fin d'études des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans

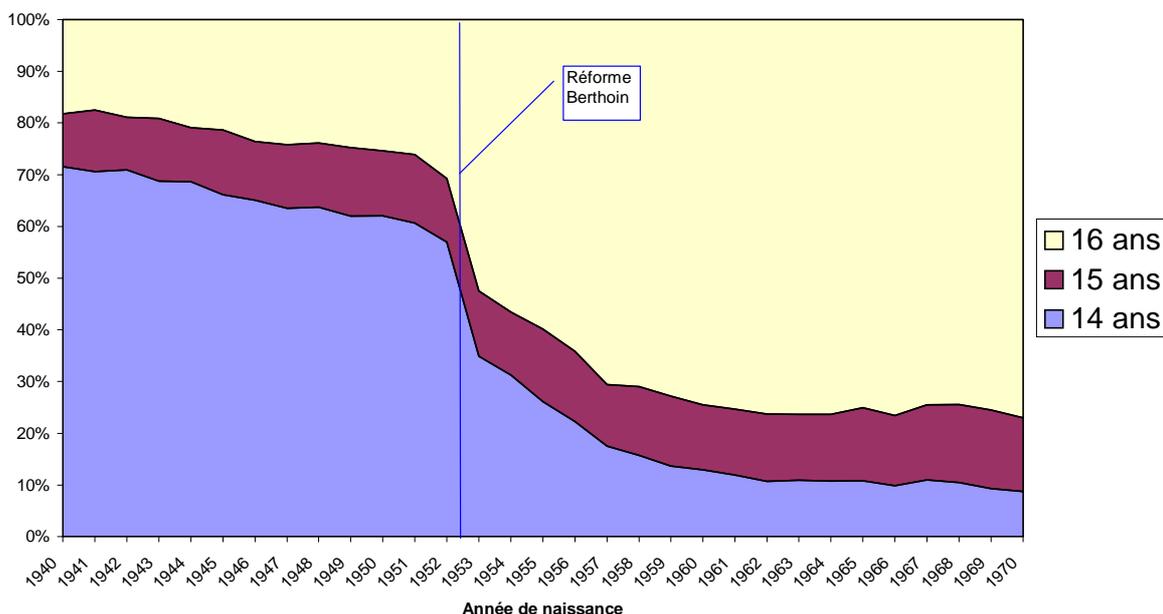


FIG. 8 – Evolution de la répartition des âges de fin d'études pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Evolution de l'écart entre les salaires (en log) des individus ayant arrêté l'école à 16 ans et les salaires des individus ayant arrêté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1982-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 6 et 34 ans.

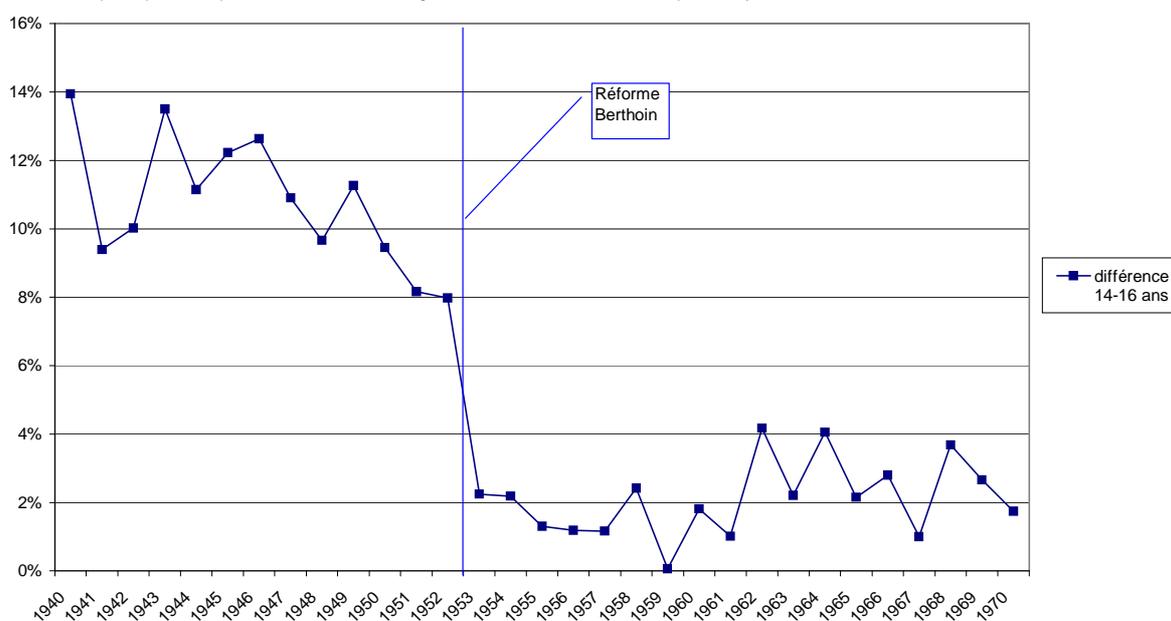


FIG. 9 – Evolution de l'écart entre les salaires (en log) des individus ayant arrêté l'école à 16 ans et les salaires des individus ayant arrêté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

4.4 Un phénomène lié à une modification de la répartition des diplômes

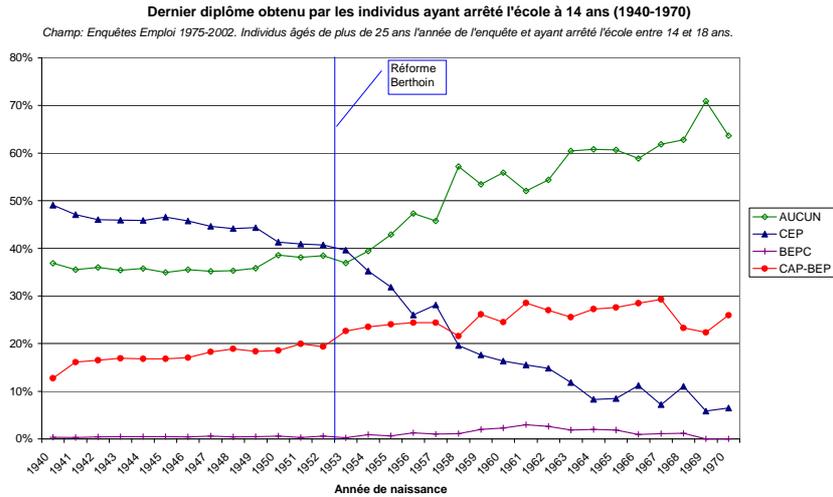
Si la réforme Berthoin n'a pas permis aux individus qui ont été contraints de prolonger leurs études jusqu'à 16 ans de toucher des salaires plus élevés, c'est peut-être que sur le marché du travail, le temps passé à l'école compte moins que le diplôme le plus élevé obtenu.

Evolution de la répartition des diplômes par âge de fin d'études Pour nous en assurer, analysons l'évolution par année de naissance de la répartition des diplômes associée aux différents âges de fin d'études compris entre 14 et 16 ans. La variable d'âge de fin d'études (AGEFIN) n'étant disponible qu'à partir de l'enquête Emploi effectuée en 1975, nous avons réalisé nos estimations en nous intéressant au diplôme le plus élevé obtenu (DIPLOME) par les individus enquêtés pour la première fois de 1975 à 2002, âgés de plus de 25 ans au moment de l'enquête, et ayant arrêté leurs études entre 14 et 16 ans. Les résultats correspondant à chacun des trois âges de fin d'études sont présentés à la figure 10. De manière évidente, la répartition des diplômes se déforme en direction des formations les plus qualifiantes à mesure que s'élève l'âge de fin d'études¹¹. On remarque surtout que la réforme Berthoin n'a guère modifié la répartition associée aux différents âges de fin d'études, à une notable exception près: l'évolution de la répartition des diplômes des individus qui ont quitté l'école à 16 ans est en effet marquée par une sensible rupture au moment de l'entrée en application de la réforme, au détriment des formations les plus qualifiantes. Entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, la proportion d'individus quittant le système éducatif sans aucun diplôme passe en effet de 22 à 27%, de 27 à 33% pour les titulaires du certificat d'études, alors que la part des titulaires d'un CAP chute de 34 à 27%, de même que celle des détenteurs d'un diplôme équivalent au BEPC (de 14 à 10%).

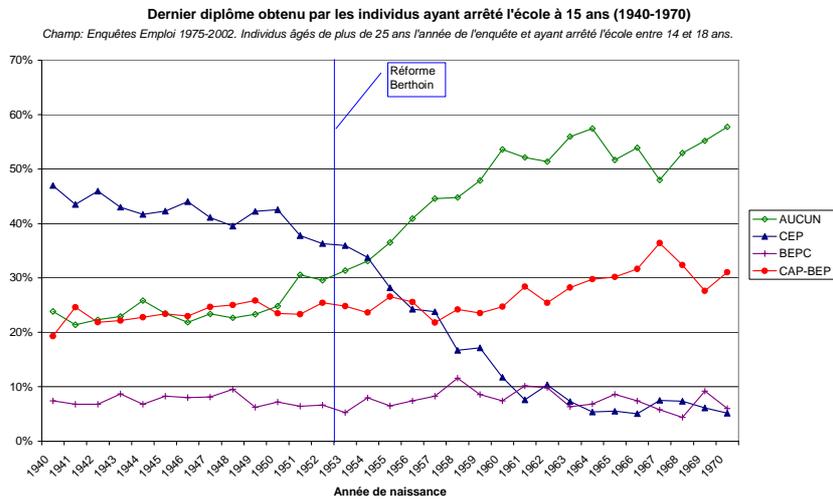
L'effet de la réforme sur le poids du BEPC et du CAP chez les individus quittant l'école à 16 ans Le Brevet d'Etudes du Premier Cycle (BEPC) et le Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) constituent, après le Certificat d'Etudes (CEP), les principaux diplômes obtenus par les individus arrêtant leurs études autour de la limite imposée par l'obligation scolaire. Il s'agit par ailleurs des diplômes dont le poids dans la population des individus quittant l'école à 16 ans a été le plus affecté par la réforme Berthoin. On peut donc raisonnablement supposer qu'à partir de l'entrée en application de cette réforme, la réduction de la proportion de titulaires du BEPC ou d'un CAP chez les individus qui ont quitté l'école à 16 ans est en partie responsable de la contraction des salaires subie par ces mêmes individus relativement aux générations précédentes. La figure 11, qui présente l'évolution par année de naissance de l'écart entre la proportion de titulaires d'un CAP ou d'un BEP parmi les individus ayant quitté l'école à 14 ans et les individus ayant arrêté leurs études à 16 ans, a d'ailleurs une allure générale qui ressemble fort à l'évolution de l'écart de salaire entre ces deux populations (*cf.* figure 9). Le phénomène est identique, bien que d'ampleur plus réduite, en ce qui concerne l'évolution de la proportion de titulaires du BEPC, reproduite à la figure 12¹². Alors qu'au sein des générations non concernées par la réforme Berthoin, la proportion de titulaires d'un CAP parmi les individus arrêtant leurs études à 16 ans est supérieure d'environ 15 points à celle des individus quittant l'école à

11. La présence de titulaires du BEPC parmi les individus qui affirment avoir arrêté leurs études à 14 ans est manifestement aberrante et relève probablement d'une méprise de la part des personnes enquêtées.

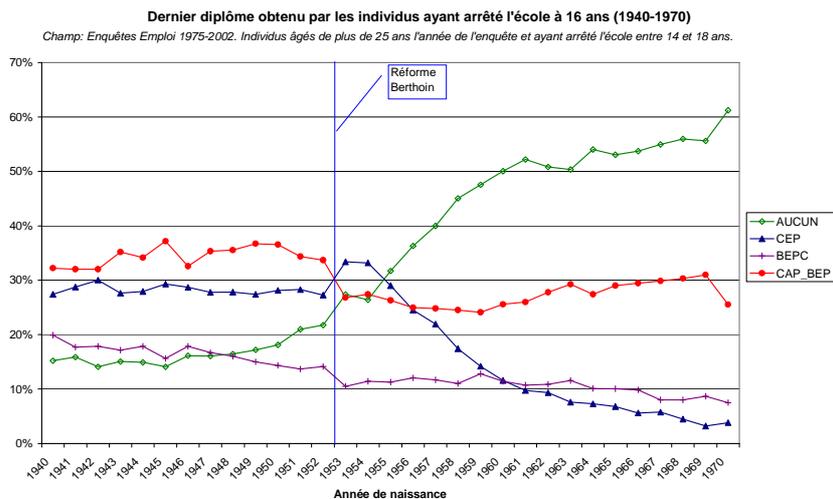
12. La proportion de titulaires du BEPC parmi les individus ayant quitté l'école à 14 ans étant en principe nulle, l'évolution par année de naissance de l'écart entre la proportion de titulaires du BEPC parmi les individus ayant quitté l'école à 14 ans et les individus ayant arrêté leurs études à 16 ans est identique à l'évolution de la proportion de titulaires du BEPC parmi les individus qui ont interrompu leurs études à 16 ans.



Age de fin d'études: 14 ans



Age de fin d'études: 15 ans



Age de fin d'études: 16 ans

FIG. 10 – Dernier diplôme obtenu en fonction de l'âge de fin d'études - individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Evolution de l'écart entre la proportion de titulaires d'un CAP ou d'un BEP parmi les individus ayant quitté l'école à 16 ans et parmi les individus qui ont arrêté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans.

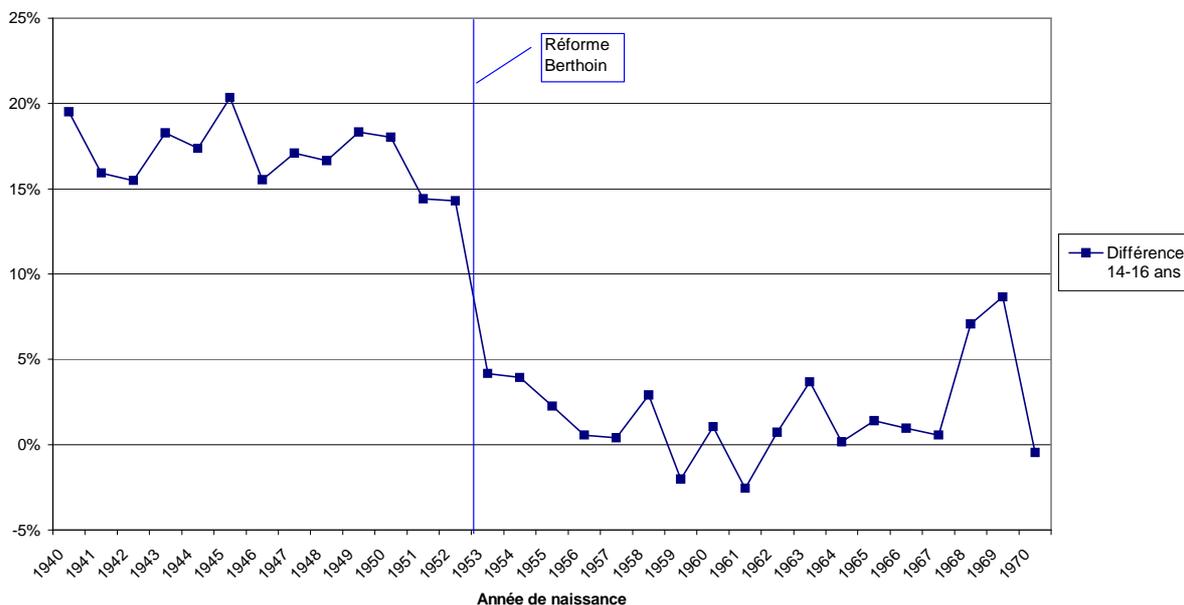


FIG. 11 – Evolution de l'écart entre la proportion de titulaires d'un CAP ou d'un BEP parmi les individus ayant arrêté leurs études à 16 ans et les individus ayant quitté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

Evolution de l'écart entre la proportion de titulaires du BEPC parmi les individus ayant quitté l'école à 16 ans et parmi les individus qui ont arrêté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans.

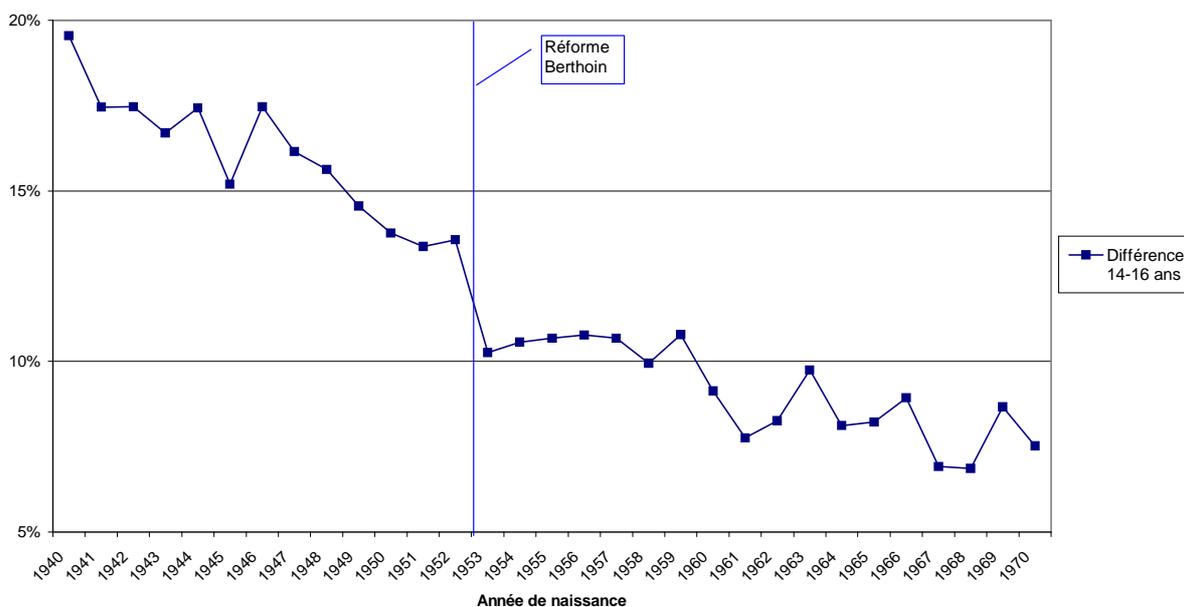


FIG. 12 – Evolution de l'écart entre la proportion de titulaires du BEPC parmi les individus ayant arrêté leurs études à 16 ans et les individus ayant quitté l'école à 14 ans (générations 1940-1970)

14 ans, l'écart tombe à moins de 5 points à partir de la génération née en 1953.

Tout laisse donc penser que la surprenante contraction salariale qui a accompagné l'extension à 16 ans de l'obligation scolaire reflète la modification de la répartition des diplômes au sein des générations concernées. Les conséquences de la réforme Berthoin montrent qu'il ne suffit pas d'allonger la scolarité obligatoire pour améliorer les salaires des individus concernés et semblent indiquer que sur le marché du travail, ce que les individus ont fait à l'école et les diplômes qu'ils ont acquis importent plus que le temps qu'ils y ont passé.

4.5 Le diplôme: véritable support des rendements de l'éducation

Les conséquences de la réforme Berthoin rendent manifestes les limites de la conception traditionnelle du rendement salarial de l'éducation, défini comme l'accroissement de salaire résultant d'une année d'études supplémentaires. Pour pratique qu'elle soit, notamment en ce qu'elle permet de mesurer le rendement salarial associé à une variable quasi continue (l'âge de fin d'études), une telle définition n'en demeure pas moins naïve: si le temps passé à l'école a une influence sur le salaire, c'est surtout parce qu'il est corrélé au diplôme, véritable support des rendements de l'éducation.

L'apparente contradiction qui oppose les résultats obtenus sur données anglaises et françaises ne peut d'ailleurs être résolue qu'à partir du moment où est prise en compte la dimension cruciale du diplôme. Au vu des résultats obtenus par Chevalier *et al.*, on constate en effet que la prolongation de la scolarité obligatoire en Grande-Bretagne en 1973 n'a eu un effet positif sur les salaires des individus concernés que pour autant qu'elle s'est accompagnée d'une déformation vers le haut de la structure des diplômes (*cf. supra*), contrairement à ce qu'on a pu observer en France à la suite de l'entrée en application de la réforme Berthoin.

Dans les lignes qui suivent, nous nous proposons d'illustrer notre propos en exploitant la réforme Berthoin pour mesurer le rendement du BEPC et du CAP relativement au fait de n'avoir aucun diplôme ou d'être seulement muni du CEP, pour les individus nés au début des années 1950 et ayant arrêté leurs études entre 14 et 16 ans.

Rendements naïfs des diplômes Avant d'exploiter la réforme Berthoin pour estimer les rendements de certains diplômes, il convient d'en fournir une évaluation "naïve", fondée sur une simple comparaison des écarts de salaires associés à chaque diplôme pour les individus concernés par l'allongement de la scolarité obligatoire. Pour cela, nous avons calculé l'évolution par année de naissance du logarithme du salaire mensuel moyen des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans en fonction du dernier diplôme obtenu: aucun diplôme, CEP, BEPC et CAP ou BEP. La figure 13 indique les résultats obtenus. L'allure générale du graphique confirme l'existence de rendements spécifiques associés aux différents diplômes, indépendamment de l'âge de fin d'études: un individu qui a quitté l'école à 16 ans sans diplôme ne peut prétendre toucher un salaire équivalent à un individu ayant interrompu ses études au même âge, mais titulaire d'un CAP. On remarque surtout que le principal contraste oppose schématiquement deux ensembles de diplômes aux rendements similaires: aucun diplôme et CEP d'un côté, BEPC et CAP de l'autre. Entre ces deux catégories de diplômes, l'écart de salaire est de l'ordre de 20%.

Une estimation naïve du rendement salarial des différents diplômes peut être réalisée au moyen d'une simple régression par moindres carrés ordinaires du logarithme du salaire mensuel des individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans sur les indicatrices associées à chacun des diplômes, la catégorie "aucun diplôme" étant choisie comme référence. Afin de comparer ces rendements aux résultats obtenus en exploitant la réforme Berthoin, l'estimation à été

Evolution du salaire moyen (en log) associé à chaque diplôme pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans.

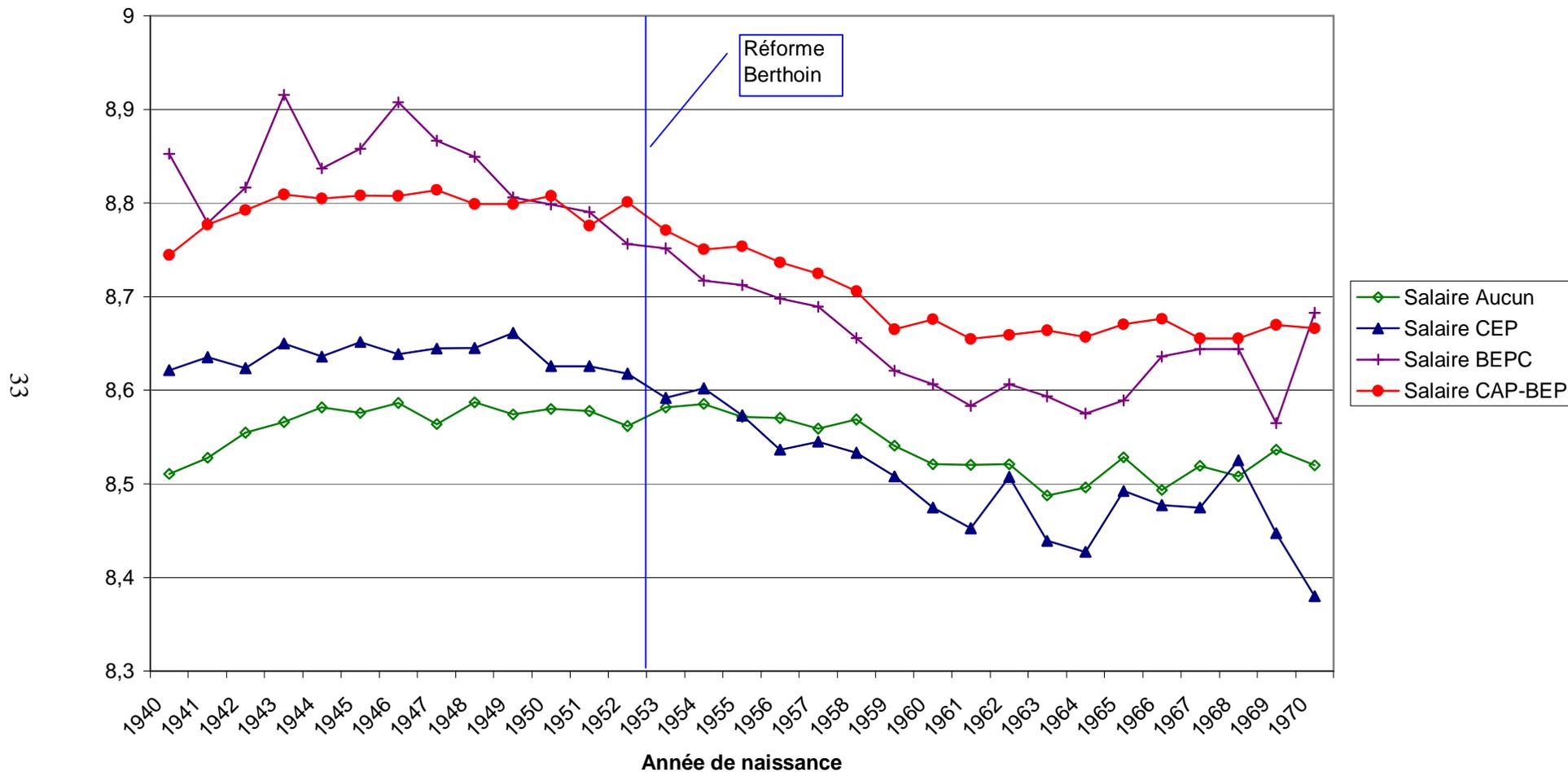


FIG. 13 – Evolution du salaire moyen (en log) associé à chaque diplôme pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

réalisée uniquement pour les deux générations encadrant l'entrée en vigueur de la nouvelle obligation scolaire, c'est-à-dire nées en 1952 et 1953. Le tableau 4 donne les résultats obtenus. L'estimation par MCO indique que pour ces individus, les rendements du CEP, du BEPC et

TAB. 4 – Rendements naïfs associés aux différents diplômes des individus nés en 1952 et 1953 et ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans - catégorie de référence: aucun diplôme (Enquêtes Emploi 1982-2002)

Variables explicatives	Coefficient	Ecart-type	T-stat
Constante	8.59207	(0.00494)	1738.07
CEP	0.01381	(0.00681)	2.03
BEPC	0.16189	(0.01237)	13.08
CAP-BEP	0.19449	(0.00720)	27.00
Nombre d'individus		23742	

du CAP-BEP sont respectivement de 1.4, 16.2 et 19.4% par rapport à la situation de référence (aucun diplôme).

L'exploitation de la réforme Berthoin pour estimer les rendements de ces diplômes conduit-elle aux mêmes résultats?

Les rendements du CAP et du BEPC: une estimation à partir de la réforme Berthoin

La réforme Berthoin a entraîné une brusque modification de la répartition des diplômes en fonction de l'âge de fin d'études pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans. Les deux histogrammes de la figure 14 indiquent, pour les individus ayant arrêté l'école à 14 et 16 ans, l'évolution de la répartition du dernier diplôme obtenu entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953. On constate que la réforme Berthoin a provoqué une rupture significative de cette répartition pour les deux âges de fin d'études: parmi les individus ayant quitté l'école à 14 ans, la part des non diplômés est ainsi passée de 38.5 à 37%, la proportion de titulaires du CEP étant quant à elle passée de 40.7% à 39.6%, au profit du CAP, passant de 19.4 à 22.6% du total; parmi les individus ayant arrêté leurs études à 16 ans, la rupture est encore plus franche: la part de titulaires du BEPC ou d'un CAP a fortement diminué, passant respectivement de 14.1 à 10.5 et de 33.7 à 26.8% du total, au profit du CEP (de 27.3 à 33.4%) et de l'absence de diplôme (de 21.8 à 27.3%). Les individus ayant quitté l'école à 15 ans étant très peu nombreux et n'ayant pas été réellement affectés par la réforme Berthoin (*cf.* figure 10), nous choisissons de négliger cette catégorie¹³.

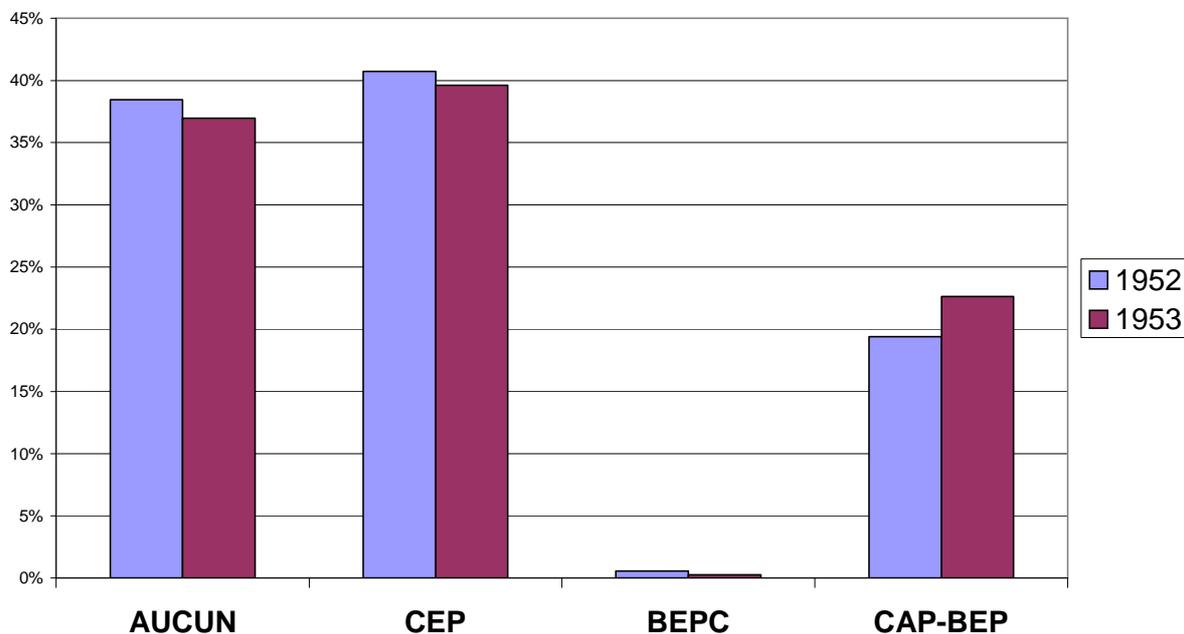
On peut envisager dans un premier temps d'évaluer les rendements des diplômes avant et après l'entrée en vigueur de la réforme Berthoin. De manière simplificatrice, on peut commencer par supposer que le salaire de chaque individu i est déterminé par le rendement de son diplôme et par un facteur de productivité inobservable ε :

$$\ln w_{ig}^a = \alpha 1_{NO} + \beta 1_{CEP} + \gamma 1_{BEPC} + \delta 1_{CAP} + \varepsilon_{ig}^a \quad (3)$$

13. Le tableau 2 indique que la réforme Berthoin n'a eu aucun effet sur la faible proportion d'individus quittant l'école à 15 ans, située autour de 4,5%.

Dernier diplôme obtenu par les individus nés en 1952 ou 1953 et ayant arrêté l'école à 14 ans

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans.



Dernier diplôme obtenu par les individus nés en 1952 ou 1953 et ayant arrêté l'école à 16 ans

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 18 ans.

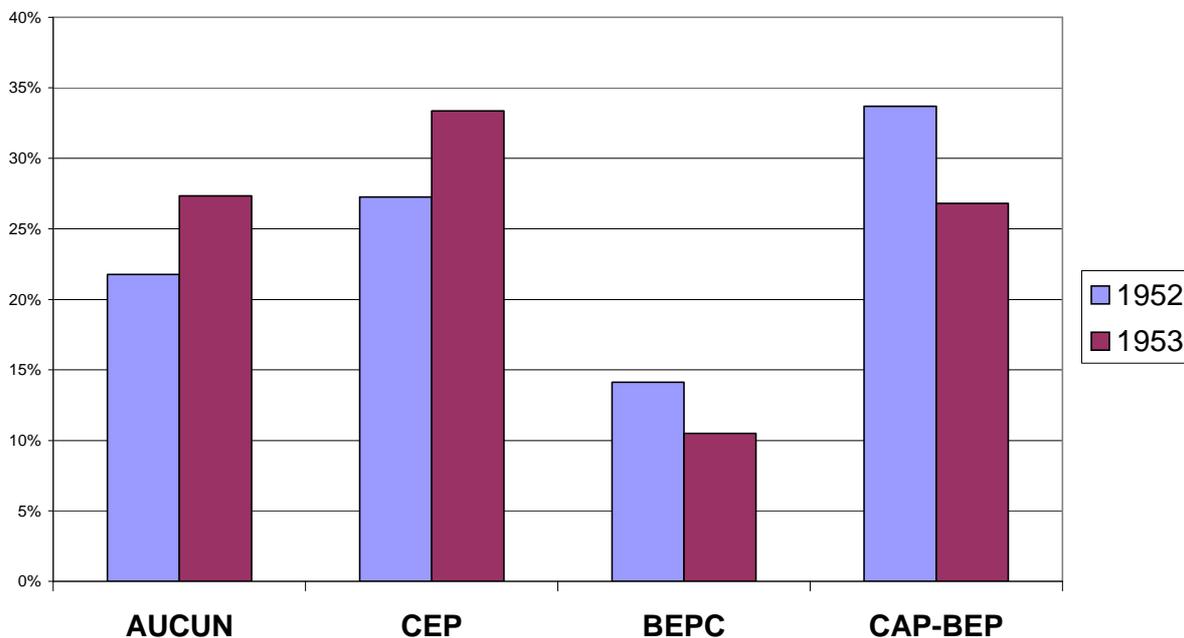


FIG. 14 – Répartition du dernier diplôme obtenu par les individus nés en 1952 ou 1953 et ayant arrêté l'école à 14 et 16 ans

où:

$\ln w_{ig}^a$: logarithme du salaire mensuel de l'individu i , appartenant à la génération g et ayant terminé ses études à l'âge a

α : rendement salarial de l'absence de diplôme

β : rendement salarial du CEP

γ : rendement salarial du BEPC

δ : rendement salarial du CAP

1_{NO} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu n'a aucun diplôme

1_{CEP} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire du CEP

1_{BEPC} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire du BEPC

1_{CAP} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire d'un CAP

ε_{ig}^a facteur de productivité individuelle inobservable, de moyenne nulle

A partir de l'équation (3), il est possible de calculer le salaire moyen des individus en fonction de leur génération et de leur âge de fin d'études:

$$\ln w_g^a = \alpha NO_g^a + \beta CEP_g^a + \gamma BEPC_g^a + \delta CAP_g^a, \quad a = 14,16 \quad \text{et} \quad g = 52,53 \quad (4)$$

où:

$\ln w_g^a$: salaire mensuel moyen (en log) des individus de la génération g et ayant quitté l'école à l'âge a

α : rendement salarial de l'absence de diplôme

β : rendement salarial du CEP

γ : rendement salarial du BEPC

δ : rendement salarial du CAP

NO_g^a : proportion d'individus de la génération g et ayant quitté l'école à l'âge a sans diplôme

CEP_g^a : proportion de du CEP parmi les individus de la génération g et et ayant quitté l'école à l'âge a

$BEPC_g^a$: proportion de titulaires du BEPC parmi les individus de la génération g et et ayant quitté l'école à l'âge a

CAP_g^a : proportion de titulaires du CEP parmi les individus de la génération g et et ayant quitté l'école à l'âge a

Moyennant deux hypothèses d'identification, il est possible à partir de l'équation (4) de calculer les rendements du CAP et du BEPC par rapport au fait de n'avoir aucun diplôme ou de n'être muni que du CEP:

(H1) $\alpha = \beta$: On suppose que les rendements salariaux du CEP et de l'absence de diplôme sont égaux.

(H2) $\gamma = \delta$: On suppose que les rendements salariaux du BEPC et du CAP sont similaires.

Ces deux hypothèses se déduisent des rendements naïfs présentés *supra*. En remarquant que pour chaque génération g et chaque âge de fin d'études a , l'égalité suivante est vérifiée:

$$NO_g^a + CEP_g^a + BEPC_g^a + CAP_g^a = 1$$

on montre aisément que:

$$\gamma - \alpha = \delta - \alpha = \frac{\ln w_{52}^{16} - \ln w_{52}^{14}}{(BEPC_{52}^{16} + CAP_{52}^{16}) - (BEPC_{52}^{14} + CAP_{52}^{14})}$$

et:

$$\gamma - \alpha = \delta - \alpha = \frac{\ln w_{53}^{16} - \ln w_{53}^{14}}{(BEPC_{53}^{16} + CAP_{53}^{16}) - (BEPC_{53}^{14} + CAP_{53}^{14})}$$

où:

$\ln w_g^a$: salaire mensuel moyen (en logarithme) de la génération g (individus ayant quitté l'école à a ans).

DIP_g^a : proportion de titulaires du diplôme DIP (CAP ou $BEPC$) parmi les individus de la génération g (individus ayant quitté l'école à a ans).

Ainsi, on dispose de deux mesures des rendements du CAP et du $BEPC$, selon la génération considérée (1952 ou 1953), fondées sur les écarts de salaires et de diplômes séparant deux groupes d'individus: ceux qui ont quitté l'école à 14 ans et ceux qui ont continué leurs études jusqu'à 16 ans. Les résultats obtenus sont présentés au tableau 5. Nous avons procédé en deux temps:

- (1) Nous avons d'abord ignoré le rôle du $BEPC$ et considéré que l'origine du différentiel salarial observé entre les individus ayant quitté l'école entre 14 ans et les individus qui ont arrêté leurs études à 16 ans provenait de la plus faible proportion de titulaires d'un CAP dans le premier groupe, conformément à ce que peut laisser supposer la figure 11. En faisant cette hypothèse, on obtient des rendements du CAP près de trois fois plus élevés (57%) que les rendements naïfs, tant pour la génération 1952 que pour la génération 1953.
- (2) Ignorer l'existence du $BEPC$ conduit manifestement à surestimer les rendements du CAP . C'est pourquoi nous avons procédé dans un second temps à une estimation qui tient compte du différentiel associé à ce diplôme et qui repose sur l'hypothèse que les rendements du CAP et du $BEPC$ sont égaux (*cf. supra*). Cette fois, les rendements sont plus proches des rendements naïfs, mais différent en fonction de la génération qui a servi de support à l'estimation. Pour la génération née en 1952, les rendements du CAP et du $BEPC$ sont évalués à 28%, alors qu'ils ne seraient que de 12% pour la génération née en 1953.

L'estimation des rendements du CAP et du $BEPC$ fondée sur des estimateurs en différences simples corroborerait donc plutôt l'estimation naïve qui conclue à des rendements de l'ordre de 20%. Il reste néanmoins à expliquer pourquoi ces rendements chutent entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953.

Un phénomène de dilution? Intuitivement, l'essentiel de la chute des rendements du CAP et du $BEPC$ semble devoir être imputé à un phénomène de "dilution", lié à l'allongement de scolarité obligatoire ayant conduit certains élèves qui auraient souhaité quitter l'école à 14 ans à rester deux ans de plus. Il paraît en effet raisonnable de supposer que ces élèves étaient en moyenne moins doués que ceux qui, avant même l'entrée en vigueur de la réforme Berthoin, poursuivaient leurs études jusqu'à 16 ans, ce qui pourrait expliquer le relatif nivellement des écarts de salaires séparant ceux qui ont arrêté leurs études à 14 ans et ceux qui sont allés jusqu'à 16 ans, après l'entrée en vigueur de la réforme. Schématiquement, on distingue trois catégories d'individus A, B et C, qu'on peut considérer comme relativement hétérogènes:

- (A) un premier groupe¹⁴ comportant (1) les individus nés en 1952, ayant quitté l'école à 14 ans et qui auraient continué à quitter l'école à 14 ans s'ils avaient été concernés par la

14. Comme on peut le constater à la lecture de la figure 3 et du tableau 2, la réforme Berthoin n'a pas eu pour effet de prolonger de deux ans la scolarité de tous les individus qui auraient autrement quitté l'école à 14 ans: en dépit de l'entrée en vigueur de la nouvelle législation réglementant l'obligation scolaire, près de 11% des individus nés en 1953 ont arrêté leurs études à 14 ans.

TAB. 5 – Estimateurs en simple différence inter-catégorielle des rendements salariaux du CAP et du BEPC pour les générations 1952 et 1953 - individus ayant arrêté l'école à 14 ou 16 ans (Enquêtes Emploi 1982-2002)

Génération	Variables ^a	Age de fin d'études		Différence inter-catégorielle (2)-(1)
		14 ans (1)	16 ans (2)	
1952	(a) Log du salaire mensuel	8.6519401 (0.4067119)	8.7315864 (0.4333970)	0.079646 (0.008325)
	(b) Proportion de titulaires d'un CAP	0.2225960 (0.4160184)	0.3619122 (0.4806160)	0.139316 (0.008795)
	Estimateur en simple différence du rendement du CAP^b			0.571694 (0.064156)
	(c) Proportion de titulaires d'un CAP ou du BEPC	0.2286235 (0.4199756)	0.5102624 (0.4999596)	0.281639 (0.008992)
	Estimateur en simple différence du rendement du CAP et du BEPC^c			0.282796 (0.029224)
	Nombre d'individus	7134	3849	
1953	(a) Log du salaire mensuel	8.6657119 (0.3908038)	8.6815452 (0.4315777)	0.015833 (0.008603)
	(b) Proportion de titulaires d'un CAP	0.2697352 (0.4438792)	0.2974175 (0.4571609)	0.027682 (0.009351)
	Estimateur en simple différence du rendement du CAP^b			0.571963 (0.337146)
	(c) Proportion de titulaires d'un CAP ou du BEPC	0.2725636 (0.4453355)	0.4044809 (0.4908333)	0.131917 (0.009791)
	Estimateur en simple différence du rendement du CAP et du BEPC^c			0.120024 (0.064108)
	Nombre d'individus	3889	5847	

^a Les écarts-types sont entre parenthèses.

^b Egal à: $\frac{(b)}{(a)}$.

^c Egal à: $\frac{(c)}{(a)}$.

réforme Berthoin; (2) les individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 14 ans malgré l'entrée en vigueur de la réforme. On fait l'hypothèse que la taille de ce groupe n'a pas varié d'une génération à l'autre, se situant autour de 11% du total (*cf.* tableau 2).

- (B) un second groupe comportant (1) les individus nés en 1952, ayant quitté l'école à 14 ans et qui auraient prolongé leur scolarité de deux ans s'ils avaient été concernés par la réforme Berthoin; (2) les individus nés en 1953, ayant quitté l'école à 16 ans du fait de l'entrée en vigueur de la réforme. On supposera que la taille de ce groupe n'a pas varié d'une génération à l'autre, se situant autour de 9.3% ¹⁵.
- (C) un troisième groupe comportant (1) les individus nés en 1952 et ayant quitté l'école à 16 ans; (2) les individus nés en 1953, ayant quitté l'école à 16 ans sans y avoir été contraints par la réforme Berthoin. On fait l'hypothèse que la taille de ce groupe s'est légèrement réduite d'une génération à l'autre (une partie de ce groupe d'individus choisissant de prolonger leurs études au-delà de 16 ans): en 1953, la proportion d'individus appartenant à ce groupe s'élève à environ 9.1% ¹⁶.

Soient λ_A , λ_B et λ_C les poids de chaque groupe au sein de la population des individus ayant quitté l'école à 14 ou 16 ans en 1952 et 1953, tels que $\lambda_A + \lambda_B + \lambda_C = 1$. Ces proportions sont supposées fixes d'une génération à l'autre et se calculent aisément: $\lambda_A = 37.4\%$, $\lambda_B = 31.6\%$ et $\lambda_C = 31.0\%$. Le tableau 6 résume les principales caractéristiques des trois groupes d'individus. Si on suppose que les capacités individuelles suivent un continuum croissant sur un axe allant

TAB. 6 – *Décomposition des classes d'âge de fin d'études pour les individus nés entre 1952 et 1953 et ayant quitté l'école à 14 ou 16 ans (Enquêtes Emploi 1982-2002)*

Groupe	Définition	Proportion
A	14 ans → 14 ans	$\lambda_A = 37.4\%$
B	14 ans → 16 ans	$\lambda_B = 31.6\%$
C	16 ans → 16 ans	$\lambda_C = 31.0\%$

du moins doué des individus de la catégorie A au plus doué des individus de la catégorie C, on conçoit que l'allongement de scolarité subi par les individus de la catégorie B ait pu se traduire par un certain tassement des écarts de performances entre les individus ayant quitté l'école à 14 ans et ceux qui ont continué jusqu'à 16 ans, à condition que les capacités moyennes des individus de la catégorie C fussent largement supérieures à celles des deux autres catégories.

Si l'intuition suggérant l'existence d'un phénomène de dilution est claire, sa formalisation pose de sérieuses difficultés, ainsi que nous le montrons en annexe D. La prise en compte de ce phénomène dans l'estimation en double différence des rendements du CAP et du BEPC à partir de la réforme Berthoin nécessite en effet la formulation d'hypothèses d'identification relatives à cet effet de dilution. Or, l'estimateur de Wald des rendements du CAP et du BEPC ainsi

15. Cette proportion étant calculée comme la différence entre la proportion d'individus nés en 1952 et ayant quitté l'école à 14 ans (20.3%) et la proportion d'individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 14 ans (11.0%).

16. Cette proportion étant calculée comme la différence entre la proportion d'individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 16 ans (18.4%) et la proportion d'individus nés en 1953 et appartenant au second groupe, *i.e.* ceux qui ont été contraint d'allonger de deux ans leur scolarité (9.3%).

construit est particulièrement sensible à ces hypothèses invérifiables, si bien que nous avons renoncé à ce stade à corriger nos estimations du biais potentiel introduit par l'effet de dilution.

Malgré sa relative imprécision, l'estimation des rendements du CAP et du BEPC à partir de la réforme Berthoin confirme l'importance du diplôme comme support des rendements de l'éducation tout en étayant l'ordre de grandeur fourni par les rendements naïfs: autour de 20%.

4.6 Pourquoi la réforme Berthoin a-t-elle échoué?

Si la réforme Berthoin n'a pas eu d'effet sur le salaire des individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans, c'est parce que ces derniers ne sont pas parvenus à améliorer leurs diplômes, dont les rendements de l'éducation dépendent de manière cruciale. Il reste cependant à expliquer pourquoi les individus qui ont été contraints de prolonger leur scolarité de deux ans ne sont pas parvenus à obtenir les mêmes diplômes que ceux qui, avant la réforme, poursuivaient leurs études jusqu'à 16 ans. Le fait que deux années d'études supplémentaires imposées de manière exogène à une composante non négligeable la génération née en 1953 ne lui aient pas bénéficié en termes salariaux constitue un échec patent. A quoi faut-il l'attribuer? A cette question, les deux théories concurrentes de l'éducation apportent des réponses divergentes.

4.6.1 Un échec dû au fait que l'éducation fonctionne comme un signal?

Les conséquences de la réforme Berthoin sur le salaire moyen et la répartition des diplômes des individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans sont largement compatibles avec une vision de l'éducation conçue comme un moyen pour les individus d'acquérir un label, fonctionnant sur le marché du travail comme un "signal" permettant d'orienter le choix des employeurs.

Du signal de l'âge de fin d'études... Avant l'entrée en vigueur de la réforme Berthoin, l'âge de fin d'études était susceptible de constituer un signal efficace sur le marché du travail: le fait de prolonger ses études jusqu'à 16 ans alors que la loi n'imposait la scolarité obligatoire que jusqu'à 14 ans pouvait apparaître alors comme un signe de distinction valorisé par les futurs employeurs. L'extension de l'obligation scolaire à 16 ans a soudain fait disparaître ce signal: à partir de la génération née en 1953, rien ne permettait plus à un employeur d'estimer *ex ante* les capacités d'un individu ayant arrêté l'école à 16 ans.

...au signal du diplôme Aussi peut-on imaginer que pour les générations nées après 1953, le signal du diplôme s'est substitué au signal de l'âge de fin d'études. L'examen de l'évolution par année de naissance de la répartition des diplômes pour les individus ayant arrêté l'école à 16 ans (*cf.* figure 10) semble de fait indiquer que la distinction par le diplôme a fonctionné de manière efficace au sein des générations nées après 1953: à supposer que tous les individus désormais scolarisés jusqu'à 16 ans aient pu passer les mêmes diplômes que ceux qui allaient jusqu'à 16 ans avant l'entrée en application de la réforme, on n'explique pas la baisse de la proportion de titulaires d'un CAP ou du BEPC et l'augmentation de la part des individus quittant l'école sans diplôme ou avec un simple Certificat d'études autrement que par une sensible dégradation du niveau moyen des élèves une fois la réforme mise en place. Bien qu'ayant fait deux ans d'études supplémentaires, les individus concernés par la réforme Berthoin ne semblent pas être parvenus à obtenir dans les mêmes proportions les diplômes obtenus auparavant par ceux qui allaient jusqu'à 16 ans sans y être obligés par la loi.

Dans cette perspective, l'échec de la réforme Berthoin proviendrait du fait que l'allongement de la scolarité obligatoire n'a pas aboli les mécanismes de distinction permis par l'existence de diplômes aux rendements hiérarchisés.

4.6.2 Un échec imputable aux conditions particulières de cette expérience naturelle?

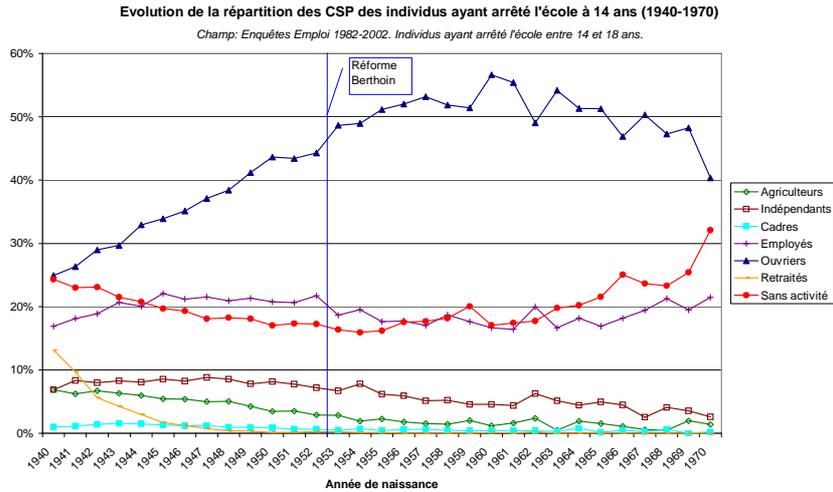
L'échec de la réforme Berthoin semble heurter de front la conception "classique" de l'éducation, conçue comme acquisition de savoirs fondamentaux susceptibles d'être valorisés sur le marché du travail. Cependant, qu'il soit impossible de mettre en évidence l'existence de rendements salariaux associés à l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans n'est pas nécessairement incompatible avec l'idée selon laquelle les individus bénéficient en général d'un allongement de leur scolarité. Dans une telle perspective, l'absence de bénéfices salariaux dans le cas de la réforme Berthoin serait à rechercher dans les conditions particulières de cette expérience naturelle.

Un effet de sélection? On peut tout d'abord se demander si la forte réduction de l'écart de salaire entre les individus qui ont quitté l'école à 14 ans et ceux qui ont continué à étudier jusqu'à leur seizième anniversaire (*cf.* figure 9) n'est pas dû pour l'essentiel à un double effet de sélection: d'une part, il est vraisemblable que les individus qui choisissaient avant l'entrée en vigueur de l'ordonnance Berthoin de poursuivre leurs études jusqu'à 16 ans alors même que l'obligation scolaire ne le leur imposait pas étaient en moyenne plus doués que ceux qui quittaient l'école à 14 ans; d'autre part, il n'est pas absurde de penser qu'une fois la réforme entrée en application, les individus qui ont continué à quitter l'école à 14 ans en violation de la nouvelle obligation scolaire ne l'ont fait que dans la mesure où ils étaient assurés d'obtenir immédiatement un emploi stable et correctement rémunéré: ce type de comportement pourrait notamment s'être produit chez les fils d'indépendants sollicités pour participer à la gestion du commerce familial. La combinaison de ces deux phénomènes permettrait d'expliquer la convergence salariale observée à partir de la génération née en 1953.

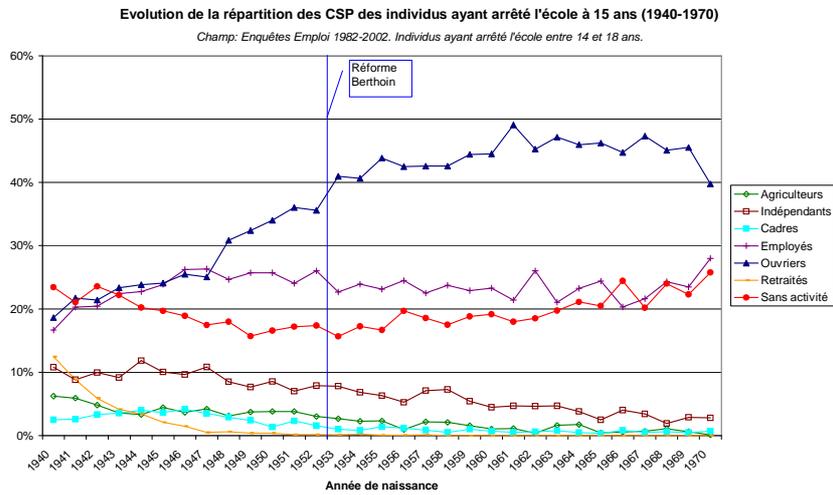
L'examen de l'évolution par année de naissance de la répartition des catégories socio-professionnelles d'appartenance (CSP) en fonction de l'âge de fin d'études ne semble pas cependant confirmer l'existence du second biais de sélection. Réalisés en utilisant les enquêtes Emploi débutant en 1982, à partir d'un échantillon composé d'individus enquêtés pour la première fois et âgés de plus de 25 ans l'année de l'enquête, les graphiques de la figure 15 n'indiquent pas de modification sensible de la répartition socio-professionnelle des individus ayant quitté l'école à 14 ans entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953. Le poids des indépendants au sein de cette catégorie de la population n'augmente pas en particulier après l'entrée en application de la réforme Berthoin.

L'explication fondée sur les effets de sélection permet tout au plus de rendre compte de la réduction des écarts salariaux imputable à la diminution *relative* du salaire moyen des individus qui ont quitté l'école à 16 ans. Elle n'apporte en revanche aucune réponse à la question principale: comment se fait-il qu'une catégorie d'individus (ceux qui ont arrêté l'école entre 14 et 16 ans) dont l'âge de fin d'études moyen s'est élevé de manière exogène et en l'espace d'une seule génération d'un peu plus de 5 mois (*cf.* tableau 3), n'ait pas vu son salaire moyen augmenter?

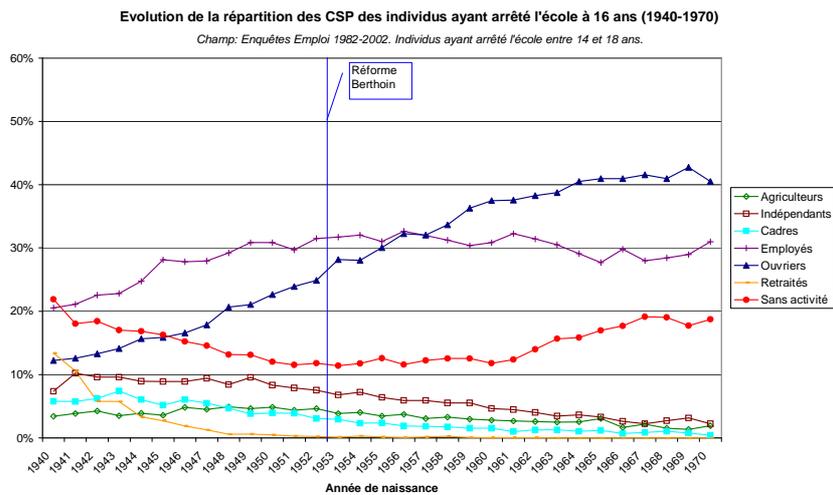
Un effet d'encombrement? Pour expliquer ce phénomène, une première hypothèse consisterait, tout en reconnaissant que le rendement salarial de l'éducation dépend moins du temps passé que du dernier diplôme obtenu, à mettre en évidence l'existence d'effets d'encombrement associés à la mise en œuvre de l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans. On peut imaginer en



Age de fin d'études: 14 ans



Age de fin d'études: 15 ans



Age de fin d'études: 16 ans

FIG. 15 – Catégorie socioprofessionnelle en fonction de l'âge de fin d'études - individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

effet que les structures scolaires n'aient pas été en mesure d'absorber de manière satisfaisante le flux supplémentaire d'élèves scolarisés entre 14 et 16 ans (en augmentation de 10% par rapport à la génération précédente), bien que l'ordonnance Berthoin, prise en 1959, ait prévu un délai d'adaptation de 8 ans avant l'entrée en application effective de la mesure (1967). Il est possible notamment que les places allouées aux élèves souhaitant suivre une formation débouchant sur un CAP n'aient pas été augmentées d'une génération à l'autre, induisant mécaniquement une baisse de la proportion de titulaires de ce diplôme parmi les individus ayant quitté l'école à 16 ans (*cf.* figure 10).

Outre les contraintes relatives aux diplômes, on peut imaginer que la réforme Berthoin ait entraîné une dégradation des conditions d'apprentissage liée à l'augmentation des effectifs scolarisés à 15 et 16 ans, si tant est que le nombre de classes soit resté stable.

La persistance de ces effets d'encombrement pour les générations nées après 1953 paraît toutefois peu vraisemblable. Comment expliquer en effet que les conséquences de la réforme Berthoin sur le salaire moyen et la répartition des diplômes des individus qui ont arrêté leurs études à 16 ans aient perduré bien au-delà de la génération née en 1953 (*cf.* figures 7 et 10)?

Un effet de demande de travail? On peut envisager d'expliquer le phénomène observé en mettant davantage l'accent sur les effets de demande de travail que sur les effets d'offre. Il est possible en effet que les structures de l'économie ne se soient pas adaptées immédiatement aux conséquences de la nouvelle obligation scolaire: rien n'interdit de penser en effet que les individus scolarisés jusqu'à 16 ans, bien que mieux formés que leurs prédécesseurs, n'aient pas été en mesure de trouver des emplois adaptés à leurs qualifications.

Le fait que le salaire des individus ayant arrêté leurs études à 16 ans ne se soit pas redressé pour les générations postérieures est néanmoins difficilement compatible avec cette hypothèse: l'adaptation progressive de la structure productive de l'économie française à la nouvelle main-d'œuvre scolarisée jusqu'à 16 ans aurait dû en effet se traduire par un accroissement du salaire moyen de cette catégorie de la population. Or on n'observe rien de tel.

Des rendements cachés? Le dernier argument qu'on peut faire valoir pour justifier l'approche "classique" des rendements de l'éducation est que la réforme Berthoin a bénéficié aux individus concernés, non pas en augmentant leurs salaires, mais en renforçant leur protection contre le chômage. On peut en effet supposer que le temps passé à l'école par les individus qui ont arrêté leurs études entre 14 et 16 ans n'a que peu d'influence sur leur salaire, dans la mesure où cette catégorie de la population est souvent rémunérée au SMIC, qui tend à comprimer le bas de la distribution des salaires. Pour ces individus, le prolongement des études déterminerait donc moins une progression dans la hiérarchie salariale qu'une probabilité plus forte d'obtenir un emploi.

Pour vérifier cette hypothèse, nous avons choisi d'appliquer la même méthodologie que celle employée pour mesurer le rendement salarial de l'éducation. En utilisant les enquêtes Emploi effectuées entre 1975 et 2002, nous avons déterminé l'évolution par année de naissance de la probabilité d'être un chômeur (inscrit ou non à l'ANPE) à partir d'un échantillon composé d'individus nés entre 1940 et 1960, âgés de 18 à 60 ans et ayant arrêté leurs études entre 14 et 16 ans. Les résultats sont présentés à la figure 16. Ce graphique, dont l'allure générale n'indique pas de rupture franche entre la génération née en 1952 et la génération née en 1953, ne semble pas soutenir l'hypothèse d'une amélioration de la situation des individus concernés au regard de l'emploi une fois la réforme Berthoin entrée en application.

Ce phénomène est-il, à l'image de l'évolution du salaire moyen des individus concernés par la réforme Berthoin, dû à la réduction des écarts de taux de chômage entre les individus

Evolution de la probabilité d'être au chômage pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (générations 1940-1970)

Champ: Enquêtes Emploi 1975-2002. Individus âgés de 18 à 60 ans l'année de l'enquête et ayant arrêté l'école entre 14 et 16 ans.

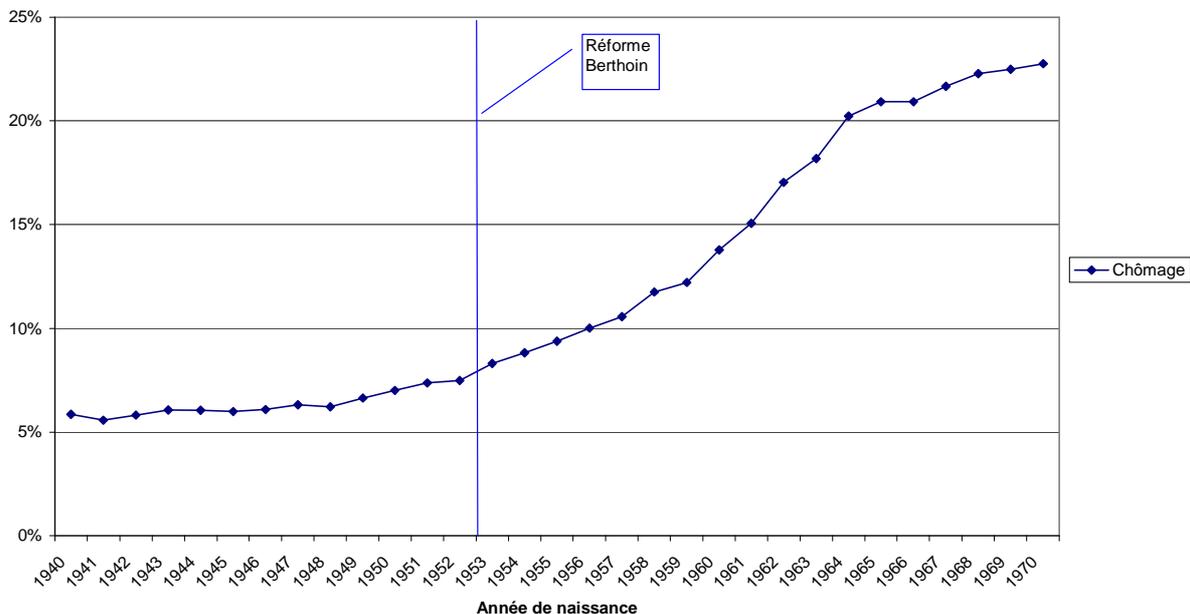


FIG. 16 – Evolution de la probabilité d'être au chômage en fonction de l'âge de fin d'études purgée des effets de l'expérience professionnelle et de l'année d'enquête (générations 1940-1970)

ayant arrêté leurs études à 16 ans et ceux qui ont quitté l'école à 14 ans? Pour répondre à cette question, nous avons procédé à une régression linéaire en probabilité¹⁷: afin de débarrasser nos estimations des biais potentiels introduits par les effets de l'année d'observation (variable ENQUETE) et de l'expérience professionnelle (variable EXP), nous avons régressé par MCO l'indicatrice de chômage (CHOM) sur une constante, 155 indicatrices d'année de naissance croisées avec l'âge de fin d'études (de 14 à 18 ans), 26 indicatrices d'année d'enquête (1976-2002 - année de référence: 1975), l'expérience et l'expérience professionnelle au carré¹⁸:

$$chom_i = \alpha + \sum_{k=1940}^{1970} \sum_{l=14}^{18} \beta_{kl} \times 1_{(naissance=k)} \times 1_{(agefin=l)} + \sum_{m=1976}^{2002} \gamma_m \times 1_{(enquete=m)} + \delta \times exp_i + \varepsilon \times exp_i^2 + \eta_i$$

où:

$chom_i$: indicatrice de chômage (vaut 1 si l'individu se déclare chômeur, inscrit ou non à l'ANPE)

$1_{(naissance=k)}$: indicatrice de l'année de naissance k

$1_{(agefin=l)}$: indicatrice de l'âge de fin d'études l

$1_{(enquete=m)}$: indicatrice de l'année d'enquête m

exp_i : expérience professionnelle de l'individu i

exp_i^2 : expérience professionnelle de l'individu i au carré

17. Nous avons choisi de mettre en œuvre une régression linéaire en probabilité plutôt qu'une régression logistique afin de disposer de coefficients aisément interprétables.

18. voir note 9.

η_j : terme d'erreur

Les coefficients β_{kl} de la régression permettent d'estimer l'évolution par année de naissance de la probabilité d'être au chômage en fonction de l'âge de fin d'études, purgée des effets de l'année d'observation et de l'expérience professionnelle. Les résultats sont présentés sous forme graphique à la figure 17. S'il apparaît bien que la protection contre le risque de chômage croît avec l'âge de fin d'études, l'écart de taux de chômage n'est significatif qu'entre l'ensemble des individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans et ceux qui ont prolongé leurs études jusqu'à 17 ou 18 ans. La figure 18 indique en effet que l'écart de taux de chômage entre les individus qui ont arrêté leurs études à 16 ans et ceux qui ont quitté l'école à 14 ans ne dépassait pas 1 point jusqu'à la génération née en 1959 (la réforme Berthoin n'ayant eu aucun effet sur ce différentiel), avant de s'inverser ensuite (les individus nés dans les années 1960 et quittant l'école à 14 ans étant alors très peu nombreux - moins de 4% d'une génération - il semble qu'on puisse attribuer cette inversion à un puissant effet de sélection). Compte tenu de la faiblesse de ce différentiel de taux de chômage, il paraît peu vraisemblable que la réforme Berthoin ait permis aux individus qui ont été contraints de prolonger leur scolarité de deux ans de bénéficier d'une protection accrue contre le risque de chômage.

S'il ne semble pas qu'on puisse mettre en évidence l'existence de "rendements cachés" liés à l'extension de l'obligation scolaire à 16 ans, les conditions particulières de l'application de la réforme Berthoin pourraient expliquer que les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans n'aient pas réussi à profiter de cette allongement de la scolarité obligatoire pour obtenir de meilleurs diplômes, et donc de meilleurs salaires que leurs prédécesseurs. Le fait que l'extension de l'obligation scolaire ne soit pas nécessairement vouée à l'échec est d'ailleurs attesté par le succès de la réforme qui porta en 1973 l'obligation scolaire à 16 ans en Grande-Bretagne.

5 Conclusion

L'allongement de la scolarité obligatoire en France, décidé en 1959 et entré en application en 1967, n'a pas permis d'augmenter les salaires des générations concernées. En ce sens, la réforme Berthoin a incontestablement été un échec.

Pourtant, le tableau n'est pas complètement noir. L'examen des conséquences de la réforme Berthoin révèle en effet que l'absence de rendements salariaux associés à l'allongement de la scolarité obligatoire est pour l'essentiel imputable à une stagnation du niveau de formation des personnes concernés. L'extension de l'obligation scolaire à 16 ans n'a pas été exploitée comme un tremplin vers de meilleurs diplômes par les individus qui ont été contraints de prolonger leurs études, soit qu'ils n'en aient pas eu les capacités, soit que les institutions scolaires ne leur en aient pas donné les moyens. L'exemple anglais incite du reste à plus d'optimisme que la réforme Berthoin, dont il souligne les insuffisances: en effet, au vu des résultats de Chevalier *et al.* (2003), la réforme qui repoussa en 1973 l'obligation scolaire à 16 ans en Grande-Bretagne a eu pour conséquence à la fois un décalage vers le haut de la structure des diplômes et une amélioration des rémunérations salariales. S'il ne suffit pas d'allonger la scolarité obligatoire pour améliorer les salaires, on peut donc néanmoins y parvenir à condition de prendre en considération les formations dispensées aux élèves, et pas seulement la durée de leurs études. Une comparaison plus approfondie des réformes anglaise et française mériterait d'être effectuée, afin de mieux cerner les causes du succès de l'une et de l'échec de l'autre.

Plus généralement, les résultats de la présente étude soulignent l'importance du diplôme comme principal support des rendements de l'éducation. L'exploitation de la réforme Berthoin

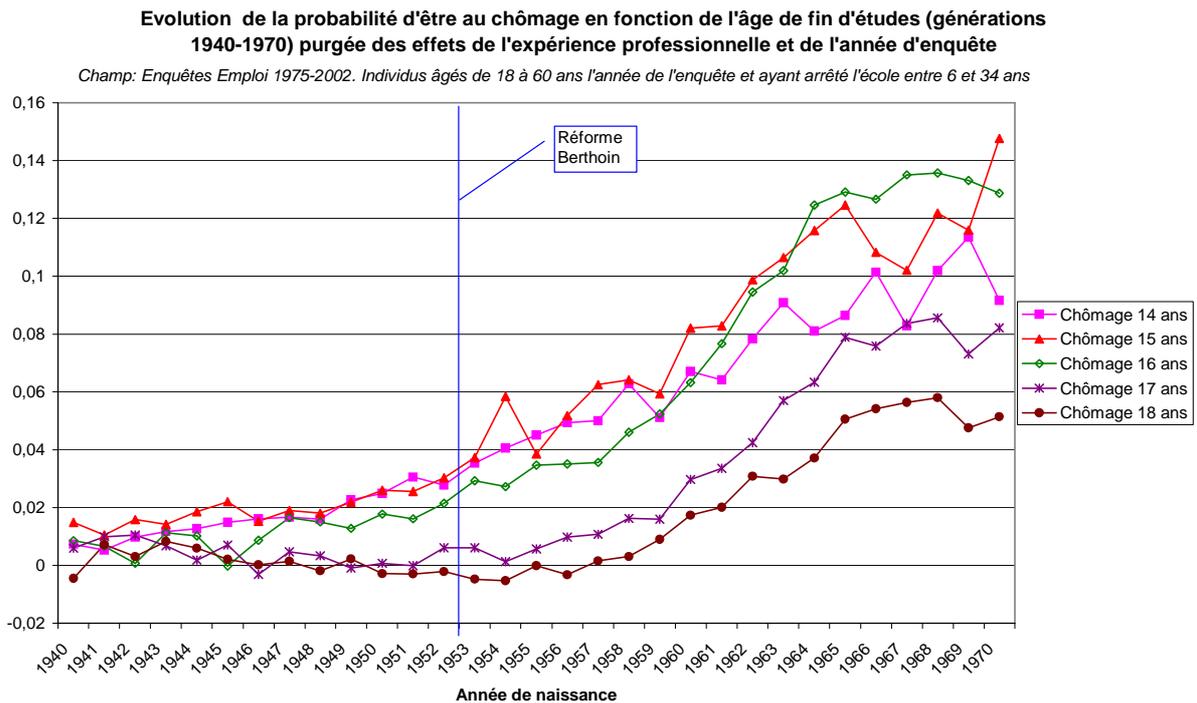


FIG. 17 – Evolution de la probabilité d'être au chômage en fonction de l'âge de fin d'études purgée des effets de l'expérience professionnelle et de l'année d'enquête (générations 1940-1970)

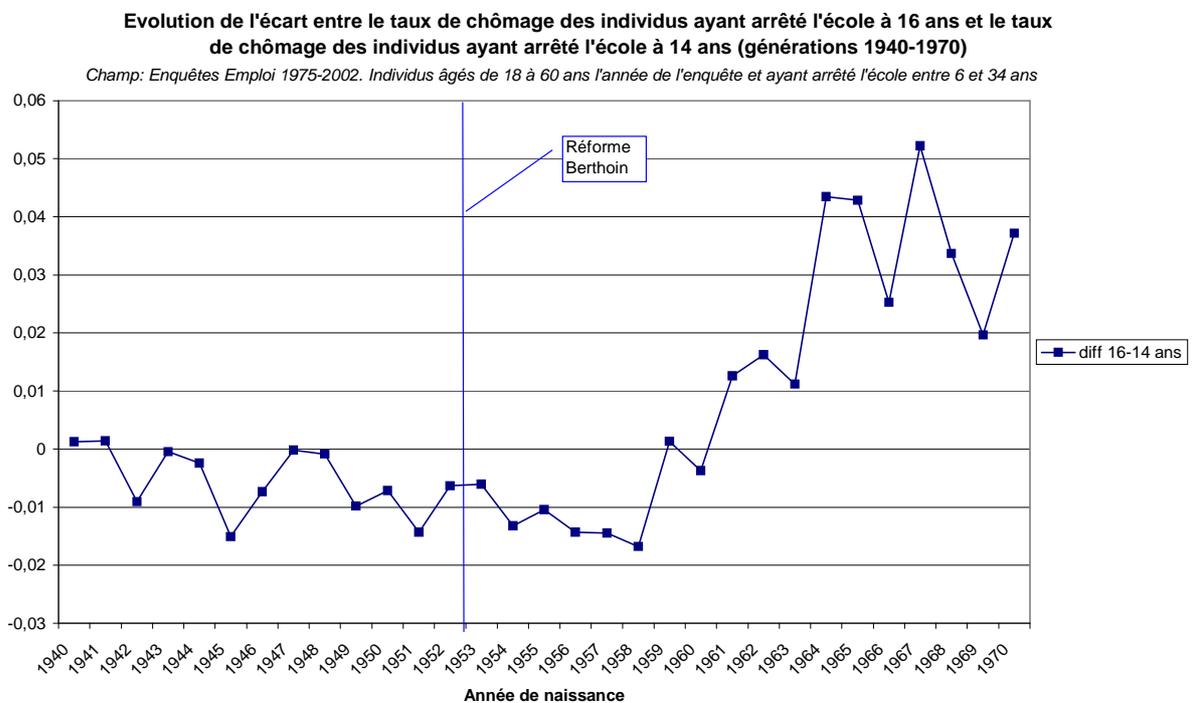


FIG. 18 – Evolution de l'écart entre le taux de chômage des individus ayant arrêté l'école à 16 ans et les salaires des individus ayant arrêté l'école à 16 ans (générations 1940-1970)

pour estimer les rendements associés à divers diplômes montrent assez l'hétérogénéité des perspectives salariales auxquelles font face les individus nés dans les années 1950 qui ont arrêté leurs études à 16 ans, selon qu'ils quittèrent l'école sans diplôme, avec le CEP, le BEPC ou un CAP: l'âge de fin d'études dissimule ici un éventail de formations dont les rendements diffèrent de près de 20%. Ce que font les individus à l'école est aussi important, sinon plus, que le temps qu'ils y passent.

Références

- Angrist, J. (1990). "Lifetime Earnings and the Vietnam Era Draft Lottery: Evidence from Social Security Administrative Records". *NBER WP No 4067*, 80(3): pp. 313–336.
- Angrist, J. et Krueger, A. (1991). "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings". *Quarterly Journal of Economics*, 106(4): pp. 979–1014.
- Angrist, J. et Newey, W. (1991). "Over-Identification Tests in Earnings Functions with Fixed Effects". *Journal of Business and Economic Statistics*, 9(3): pp. 317–323.
- Ashenfelter, O. et Krueger, A. (1994). "Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Samples of Twins". *American Economic Review*, 84(5): pp. 1157–1173.
- Becker, G. (1967). *Human Capital and the Personal Distribution of Income*. University of Michigan Press, Ann Arbor, MI.
- Becker, G. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, New York.
- Bedard, K. (2001). "Human Capital versus signalling models: University Access and High School Dropouts". *Journal of Political Economy*, 109(4): pp. 749–775.
- Blackburn, M. et Neumark, D. (1995). "Are OLS Estimates of the Return to Schooling Biased Downward? Another Look". *Review of Economics and Statistics*, 77(2): pp. 217–229.
- Card, D. (1995). "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling". In Christofides L., G. E. e. S. R., editor, *Aspects of Labour Market Behavior: Essays in Honour of John Vanderkamp*. University of Toronto Press, Toronto, Canada.
- Card, D. (1999). "The Causal Effect of Education on Earnings". In et Card D., A. O., editor, *Handbook of Labour Economics*, volume 3a. North Holland.
- Chevalier, A., Harmon, C., Walker, I. et Zhu, Y. (2003). "Does Education Raise Productivity or Just Reflect it?". *CEPR Working Paper No 3993*.
- Duflo, E. (2001). "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment". *American Economic Review*, 91(4): pp. 909–926.
- Duflo, E. (2002). "Empirical Methods". *Mimeo MIT*, pages pp. 909–926.
- Griliches, Z. (1977). "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems". *Econometrica*, 45(1): pp. 1–22.
- Griliches, Z. et Mason, W. (1972). "Education, Income and Ability". *Journal of Political Economy*, 80(3): pp. 74–103.
- Harmon, C. et Walker, I. (1995). "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom". *American Economic Review*, 85(5): pp. 1278–1286.
- Ichino, A. et Winter-Ebmer, R. (1998). "The Long-Run Educational Cost of World War II: An Example of Local Average Treatment Effect Estimation". *CEPR Discussion Papers*.
- Lang, K. et Kropp D. (1986). "Human Capital vs Sorting: the Effect of Compulsory Attendance Laws". *Quarterly Journal of Economics*, 101: pp. 609–624.
- Lelièvre, C. (1990). *Histoire des Institutions scolaires (1789-1989)*. Nathan Pédagogie, Paris.
- Mickelwright, J., Pearson, M. et Smith, S. (1989). "Has Britain an Early School Leaving Problem?". *Fiscal Studies*, 10(1): pp. 1–16.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Oreopoulos, P. (2003). "Do Dropouts Drop Out Too Soon? Evidence from Changes in School-Leaving Laws". *Mimeo*.

- Piketty, T. (1999). "Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux de l'impôt sur le revenu en France, 1970-1996". *Economie et Prévision*, No 138-139: pp. 25–60.
- Piketty, T. (2001). *Les hauts revenus en France au XX^e siècle - Inégalité et redistribution, 1901-1998*. Editions Grasset, Paris.
- Prost, A. (1979). *Histoire de l'enseignement en France (1800-1967)*. Armand Colin, "collection U", Paris.
- Prost, A. (1992). *Education, société et politiques. Une histoire de l'enseignement en France de 1945 à nos jours*. Seuil, Paris.
- Spence, M. (1973). "Job Market Signalling". *Quarterly Journal of Economics*, 87: pp. 355–374.
- Thélot, C. et Vallet, L-A. (2000). "La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle". *Economie et Statistique*, No 334: pp. 3–32.

Annexe A: Variables extraites de l'enquête Emploi

1 Sélection des variables

Quatre types de variables ont été extraites des différentes séries de l'enquête Emploi.

Caractéristiques de l'enquête Elles sont données par deux variables: l'année de l'enquête, variable qu'il est aisé de créer (ENQUETE) et le rang de l'enquête (SECH de 1969 à 1974, REA à partir de 1975).

Caractéristiques individuelles Elles sont déterminées à travers un jeu de variables comportant le sexe (S) et l'âge¹⁹ (AD de 1969 à 1981, AD de 1982 à 1989, AGD de 1990 à 2002).

Niveau d'éducation Deux variables permettent de caractériser le niveau d'éducation atteint par un individu: l'âge de fin d'études (ADFE, disponible à partir de 1975) et le diplôme le plus élevé obtenu (DIP de 1975 à 1981, DIPL à partir de 1982).

Situation sur le marché du travail Enfin, on appréhende la situation d'un individu sur le marché du travail à travers différentes variables: le salaire mensuel, en tranches de 1982 à 1989 (SALTR), puis renseigné en clair à partir de 1990 (SALRED); l'occupation principale de la personne au moment de l'enquête (actif occupé, chômeur, retraité...) (FI, disponible à partir de 1968); la catégorie socio-professionnelle en 8 postes (DCSTOT, disponible à partir de 1982)²⁰.

2 Harmonisation et traitement des données

Les variables extraites des éditions successives de l'enquête Emploi n'étant pas toujours homogènes d'une série d'enquêtes à l'autre et comportant généralement plus d'information que nécessaire, il nous a fallu les transformer.

Caractéristiques de l'enquête Au sein des variables définissant les caractéristiques de l'enquête, le rang de l'enquête a dû être harmonisé entre la série d'enquêtes 1969-1974 et les enquêtes postérieures à 1975: seules ces dernières disposent en effet d'une variable (REA) permettant de caractériser explicitement un individu comme étant interrogé pour la 1^{ère}, la 2^e ou la 3^e fois. Pour les enquêtes précédentes, on peut reconstituer cette variable à partir du numéro de sous-échantillon (SECH). La variable RANG ainsi créée comporte 3 modalités et est renseignée pour toutes les enquêtes.

Caractéristiques individuelles A partir de l'année de l'enquête (ENQUETE) et de l'âge, nous avons ajouté aux caractéristiques individuelles l'année de naissance²¹ (NAISSANCE),

19. Les centenaires étant regroupés dans le poste "99" de la variable d'âge, nous les avons exclus de l'échantillon, qui ne comporte que les individus âgés de 15 à 98 ans.

20. La nomenclature des catégories socio-professionnelles a été entièrement refondue par l'INSEE à l'occasion du recensement de 1982. L'harmonisation des nomenclatures antérieures et postérieures à cette refonte étant particulièrement fastidieuse, nous avons renoncé à utiliser les variables renseignant la catégorie-socio-professionnelle dans les enquêtes Emploi antérieures à 1982.

21. A partir de 1975, l'enquête emploi comporte une variable indiquant l'année de naissance (NAIA). Cette variable ne comportant que deux chiffres (de 00 à 99), elle est susceptible d'introduire une confusion une fois les enquêtes agrégées entre les individus nés au XIX^e siècle et les individus nés au XX^e siècle. Nous ne l'avons donc pas utilisée.

que nous n'avons choisi de renseigner que pour les individus nés après 1900.

Niveau d'éducation Les modalités des variables permettant de caractériser le niveau d'éducation atteint - l'âge de fin d'études et le diplôme le plus élevé obtenu - ayant changé d'une série d'enquêtes à l'autre, il nous a fallu les harmoniser. Nous avons donc créé la variable d'âge de fin d'études AGEFIN (renseignée pour les enquêtes 1975 à 2002) dont les modalités sont les mêmes que la variable ADFE de la série 1990-2002, soit ' ' si la variable n'est pas renseignée, 00 si l'individu n'a jamais fait d'études, de 06 à 34 s'il a fait moins de 35 ans d'études (les deux chiffres désignant l'âge de fin d'études), 35 s'il a fait plus de 35 ans d'études et 99 s'il est en cours d'études initiales. L'harmonisation des variables de diplômes est particulièrement délicate, dans la mesure où la nomenclature des diplômes a été profondément modifiée à partir de la série d'enquêtes débutant en 1982. A partir des différentes variables indiquant le diplôme le plus élevé obtenu, nous avons pu créer une variable homogène (DIPLOME) pour toutes les enquêtes effectuées entre 1969 et 2002 (à l'exception de l'enquête 1973), prenant les 5 modalités suivantes: ' ' si diplôme non déclaré ou en cours d'études initiales, 0 si aucun diplôme, 1 si Certificat d'Etudes Primaires (CEP), 2 si Brevet d'Etudes du Premier Cycle (BEPC) seul, 3 si Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP), Brevet d'Etudes Professionnelles (BEP) ou autre diplôme de ce niveau, 4 si Baccalauréat, Brevet professionnel ou études supérieures.

Situation sur le marché du travail Enfin, nous avons harmonisé et complété les variables caractérisant la situation d'un individu sur le marché du travail. L'utilisation d'un salaire mensuel en tranches (enquêtes 1982-1989) étant peu pratique, nous avons choisi de convertir ces tranches en salaires explicites: à la suite de nombreux auteurs²², nous avons imputé à chaque individu le salaire correspondant à la moyenne des deux bornes de chaque tranche; un individu classé dans la tranche "de 1500 à moins de 2000F" se voit ainsi attribuer un salaire de 1750F. La tranche supérieure n'étant pas bornée vers le haut (plus de 30 000F), une approximation de la distribution des salaires élevés est nécessaire pour pouvoir imputer un salaire aux individus appartenant à cette tranche. On sait que la distribution des salaires élevés en France est remarquablement bien approximée par une loi de Pareto, dont les paramètres - qui ne varient que très légèrement d'une année à l'autre - ont été estimés par Piketty (2001): en reprenant ses estimations, nous avons retenu un coefficient de Pareto de 1.7 et avons imputé un salaire de 51 000F²³ aux individus classés comme touchant un salaire mensuel de 30 000F et plus. A l'issue de ce traitement, nous disposons d'une seule variable de salaire (que nous nommons SALAIRE), renseignée à partir de l'enquête effectuée en 1982. Nous avons par ailleurs utilisé la variable indiquant l'occupation principale actuelle de la personne (FI) pour créer l'indicatrice CHOM, qui vaut 1 si l'individu est un chômeur (inscrit ou non à l'ANPE) et 0 sinon²⁴. Il nous a également fallu harmoniser les variables indiquant la catégorie socio-professionnelle, afin de prendre en compte le changement de nomenclature introduit par l'intégration des militaires du contingent à la population active à partir de la série d'enquête débutant en 1990: nous avons ainsi défini une nouvelle variable (CSP), comportant 7 modalités et définie à partir de l'enquête

22. en particulier Angrist et Krueger (1991).

23. La propriété caractéristique d'une loi de Pareto est que le salaire moyen des individus dont le salaire est supérieur à un certain seuil est toujours égal au produit d'une constante b et de ce seuil de revenu, cette constante b ne dépendant pas du seuil de salaire considéré.

24. Cette caractérisation du chômage diffère de la norme fixée par le BIT. Les modalités de la variable indiquant l'activité détaillée au sens du BIT ayant été profondément remaniées d'une série d'enquêtes Emploi à l'autre, nous avons préféré utiliser la variable indiquant l'occupation principale actuelle de la personne (FI), homogène sur l'ensemble des enquêtes.

effectuée en 1975²⁵. Nous avons enfin jugé utile d'ajouter une variable permettant d'évaluer grossièrement l'expérience professionnelle d'un individu: cette variable (EXP) est calculée très simplement comme la différence entre l'âge biologique de l'individu (AGE) et son âge de fin d'études (AGEFIN). Elle est renseignée à partir de l'enquête de 1975.

25. L'harmonisation de la variable DCSTOT des séries 1982-1989 et 1990-2002 imposait l'exclusion de la 8^e modalité ("Autres personnes sans activité professionnelle" dans la série 1982-1989, devenue "Autres personnes sans activité professionnelle ou militaires du contingent" dans la série 1990-2002) dans la définition de la nouvelle variable CSP.

Annexe B: L'obligation scolaire en France - principaux textes normatifs

1 Loi Ferry sur l'enseignement primaire obligatoire du 28 mars 1882 (publiée au J.O le 29 mars 1882) - extraits

Art. 4. - *L'instruction primaire est obligatoire pour les enfants des deux sexes âgés de six ans révolus à treize ans révolus; elle peut être donnée soit dans les établissements d'instruction primaire ou secondaire, soit dans les écoles publiques ou libres, soit dans les familles, par le père de famille lui-même ou par toute personne qu'il aura choisie.*

Un règlement déterminera les moyens d'assurer l'instruction primaire aux enfants sourds-muets et aux aveugles.

Art. 6. - *Il est institué un certificat d'études primaires; il est décerné après un examen public auquel pourront se présenter les enfants dès l'âge de onze ans.*

Ceux qui, à partir de cet âge, auront obtenu le certificat d'études primaires, seront dispensés du temps de scolarité obligatoire qui leur restait à passer.

2 Loi Zay du 9 août 1936, modifiant les lois du 28 mars 1882 et du 30 octobre 1886 quant aux sanctions de l'obligation scolaire (publiée au J.O. le 13 août 1936) - extrait

Art. 1^{er}. - *Le début du premier alinéa de l'article 4 de la loi du 28 mars 1882 est modifié comme suit:*

"L'instruction primaire est obligatoire pour les enfants des deux sexes, français et étrangers, âgés de six à quatorze ans révolus, etc." (Le reste sans changement.)

3 Ordonnance Berthoin n°59-45 du 6 janvier 1959 portant prolongation de la scolarité obligatoire (publiée au J.O. le 7 janvier 1959) - extraits

Art. 1^{er}. - *L'instruction est obligatoire jusqu'à l'âge de seize ans révolus pour les enfants des deux sexes français et étrangers, qui atteindront l'âge de six ans à partir du 1^{er} janvier 1959.*

La présente disposition ne fait pas obstacle à l'application des prescriptions particulières imposant une scolarité plus longue.

Art. 2. - *L'instruction obligatoire a pour objet l'éducation et les connaissances de base, les éléments de la culture générale et, selon les choix, de la formation professionnelle et technique.*

Art. 3. - *Elle peut être donnée soit dans les établissements ou écoles publics ou libres, soit dans les familles par les parents, ou l'un d'entre eux, ou toute personne de leur choix.*

Art. 4. - *Le contrôle du respect de cette obligation s'exerce dans les conditions fixées par décret.*

Art.5. - *Les manquements à cette obligation constituent des contraventions. Ils peuvent entraîner la suspension ou la suppression du versement aux parents des prestations familiales dans des conditions fixées par décret.*

Annexe C: Estimateurs en simple et en double différence

Dans cette annexe, qui s'inspire largement de l'annexe 1 de Piketty (1999), nous donnons les formules mathématiques correspondant aux estimateurs en "simple différence" et en "double différence" décrits dans la section 4.2 de la présente étude.

Notations Nous estimons un modèle qui peut s'écrire de la manière suivante. Les individus sont regroupés en deux catégories: ceux qui ont arrêté l'école entre 14 et 16 ans (catégorie notée "14-16") et ceux qui ont arrêté l'école entre 17 et 18 ans (catégorie notée "17-18"). Le salaire mensuel de chaque catégorie $i = "14-16", "17-18"$ est donné par l'équation (5):

$$\ln w_{it} = \beta \ln e_{it} + \lambda_i + \lambda_t \quad (5)$$

où:

β : rendement salarial de l'éducation

$\ln w_{it}$: salaire mensuel moyen (en log) des individus appartenant à la catégorie i et nés à la date t

e_{it} : age de fin d'études moyen des individus appartenant à la catégorie i et nés à la date t

λ_i : effet fixe spécifique aux individus appartenant à la catégorie i

λ_t : effet temporel spécifique aux individus nés à la date t

Les estimateurs en simple différence et en double différence peuvent être définis de la manière suivante à partir de l'équation (5). De façon générale, notons que $\Delta_{tt'}(X_{it})$ la différence temporelle $X_{it} - X_{it'}$ (où t et t' représentent deux années distinctes, par exemple $t = 1953$ et $t' = 1952$), $\Delta_{ij}(X_{it})$ la différence inter-catégorie $X_{it} - X_{jt}$ (où i et j représentent deux catégories distinctes, par exemple $i = "17-18"$ et $j = "14-16"$).

Estimateur en simple différence Supposons qu'on puisse identifier deux années t et t' pour lesquels les effets temporels sont rigoureusement les mêmes, *i.e.* telles que $\lambda_t = \lambda_{t'}$. Dans ce cas, on peut se contenter d'estimer le rendement de l'éducation β en utilisant un estimateur en simple différence. D'après l'équation (5), on trouve en effet, par différences temporelles:

$$\Delta_{tt'}(\ln w_{it}) = \beta \Delta_{tt'}(e_{it}) + \Delta_{tt'}(\lambda_i) + \Delta_{tt'}(\lambda_t)$$

Puisque $\Delta_{tt'}(\lambda_i) = \Delta_{tt'}(\lambda_t) = 0$ (par hypothèse), l'estimateur en simple différence est donné par l'équation (6):

$$\beta = \frac{\Delta_{tt'}(\ln w_{it})}{\Delta_{tt'}(e_{it})} \quad (6)$$

Cet estimateur est un estimateur en "simple différence" car il est fondé sur une seule différence temporelle. Dans la section 4.2, le rendement salarial de l'éducation en simple différence est calculé comme suit:

$$\beta = \frac{\ln w_{1953}^{14-16} - \ln w_{1952}^{14-16}}{e_{1953}^{14-16} - e_{1952}^{14-16}}$$

Une telle estimation est néanmoins fragile, dans la mesure où il faut supposer que l'effet temporel spécifique est identique pour les générations nées en 1952 et 1953 (*i.e.* $\lambda_{1952} = \lambda_{1953}$). Si ce n'est pas le cas, il faut utiliser un estimateur en double différence.

Estimateur en double différence D'après l'équation (5), on a, par différence temporelles:

$$\Delta_{tt'}(\ln w_{it}) = \beta \Delta_{tt'}(e_{it}) + \Delta_{tt'}(\lambda_i) + \Delta_{tt'}(\lambda_t)$$

et:

$$\Delta_{tt'}(\ln w_{jt}) = \beta \Delta_{tt'}(e_{jt}) + \Delta_{tt'}(\lambda_j) + \Delta_{tt'}(\lambda_t)$$

D'où, puisque $\Delta_{tt'}(\lambda_i) = \Delta_{tt'}(\lambda_j) = 0$ (par hypothèse), on obtient par différence inter-catégorielle:

$$\beta = \frac{\Delta_{ij} [\Delta_{tt'}(\ln w_{it})]}{\Delta_{ij} [\Delta_{tt'}(e_{it})]} \quad (7)$$

Cet estimateur est un estimateur en double différence car il est fondé sur une différence temporelle et une différence inter-catégorielle. Dans la section 4.2, le rendement salarial de l'éducation en double différence est calculé comme suit:

$$\beta = \frac{(\ln w_{1953}^{17-18} - \ln w_{1952}^{17-18}) - (\ln w_{1953}^{14-16} - \ln w_{1952}^{14-16})}{(e_{1953}^{17-18} - e_{1952}^{17-18}) - (e_{1953}^{14-16} - e_{1952}^{14-16})}$$

Annexe D: Estimateur en double différence des rendements salariaux du CAP et du BEPC

Dans cette annexe, on se propose d'écrire un modèle tenant compte de l'hétérogénéité des capacités individuelles en fonction de l'âge de fin d'études avant et après la réforme Berthoin, de manière à estimer les rendements du CAP et du BEPC en double différence.

Classes d'âge de fin d'études

On distingue trois catégories d'individus A, B et C, qu'on peut considérer comme relativement hétérogènes:

- (A) un premier groupe comportant (1) les individus nés en 1952, ayant quitté l'école à 14 ans et qui auraient continué à quitter l'école à 14 ans s'ils avaient été concernés par la réforme Berthoin; (2) les individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 14 ans malgré l'entrée en vigueur de la réforme. On fait l'hypothèse que la taille de ce groupe n'a pas varié d'une génération à l'autre, se situant autour de 11% du total (*cf.* tableau 2).
- (B) un second groupe comportant (1) les individus nés en 1952, ayant quitté l'école à 14 ans et qui auraient prolongé leur scolarité de deux ans s'ils avaient été concernés par la réforme Berthoin; (2) les individus nés en 1953, ayant quitté l'école à 16 ans du fait de l'entrée en vigueur de la réforme. On supposera que la taille de ce groupe n'a pas varié d'une génération à l'autre, se situant autour de 9.3%²⁶.
- (C) un troisième groupe comportant (1) les individus nés en 1952 et ayant quitté l'école à 16 ans; (2) les individus nés en 1953, ayant quitté l'école à 16 ans sans y avoir été contraint par la réforme Berthoin. On fait l'hypothèse que la taille de ce groupe s'est légèrement réduite d'une génération à l'autre (une partie de ce groupe d'individus choisissant de prolonger leurs études au-delà de 16 ans): en 1953, la proportion d'individus appartenant à ce groupe s'élève à environ 9.1%²⁷.

Soient λ_A , λ_B et λ_C les poids de chaque groupe au sein de la population des individus ayant quitté l'école à 14 ou 16 ans en 1952 et 1953, tels que $\lambda_A + \lambda_B + \lambda_C = 1$. Ces proportions sont supposées fixes d'une génération à l'autre et se calculent aisément: $\lambda_A = 37.4\%$, $\lambda_B = 31.6\%$ et $\lambda_C = 31.0\%$.

Equations de salaire individuelles

On suppose que le salaire de chaque individu i est déterminé par le rendement de son diplôme, par un facteur de productivité inobservable P qui dépend de son groupe d'appartenance (A, B ou C) et par un facteur de productivité individuelle inobservable ε . Les équations de salaire individuelles s'écrivent donc:

$$\ln w_{ig}^k = \alpha 1_{NO} + \beta 1_{CEP} + \gamma 1_{BEPC} + \delta 1_{CAP} + P^k + \varepsilon_{ig}^k, \quad k = A, B, C \quad (1)$$

Où:

$\ln w_{ig}^k$: logarithme du salaire mensuel de l'individu i , appartenant à la génération g et au groupe k

26. Cette proportion étant calculée comme la différence entre la proportion d'individus nés en 1952 et ayant quitté l'école à 14 ans (20.3%) et la proportion d'individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 14 ans (11.0%).

27. Cette proportion étant calculée comme la différence entre la proportion d'individus nés en 1953 et ayant quitté l'école à 16 ans (18.4%) et la proportion d'individus nés en 1953 et appartenant au second groupe, *i.e.* ceux qui ont été contraint d'allonger de deux ans leur scolarité (9.3%).

α : rendement salarial de l'absence de diplôme

β : rendement salarial du CEP

γ : rendement salarial du BEPC

δ : rendement salarial du CAP

1_{NO} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu n'a aucun diplôme

1_{CEP} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire du CEP

1_{BEPC} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire du BEPC

1_{CAP} : indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire d'un CAP

P^k facteur de productivité inobservable propre à chaque groupe k et invariant d'une génération à l'autre

ε_{ig}^k facteur de productivité individuelle inobservable, de moyenne nulle au sein de chaque groupe

Les rendements associés à chaque diplôme sont ainsi supposés identiques pour tous les groupes. La productivité propre à chaque groupe peut néanmoins différer: il n'est pas en particulier absurde de supposer que les individus nés en 1952 qui ont choisi de poursuivre leurs études jusqu'à 16 ans sans y être contraints par l'obligation scolaire (groupe 3) étaient en moyenne plus capables que ceux qui arrêtaient leurs études à 14 ans, si bien que $P^C > P^A$ et $P^C > P^B$.

Equations de salaire des trois groupes A, B et C

A partir de l'équation (1), il est possible de calculer le salaire moyen des individus, en fonction de leur génération (g) et de leur groupe d'appartenance (6 équations)²⁸. Les équations de salaire propre à chacun des trois groupes d'individus s'écrivent:

$$\ln w_g^k = \alpha NO_g^k + \beta CEP_g^k + \gamma BEPC_g^k + \delta CAP_g^k + P^k, \quad k = A, B, C \quad \text{et} \quad g = 52, 53 \quad (2)$$

Où:

$\ln w_g^k$: salaire mensuel moyen (en log) des individus de la génération g et du groupe k

α : rendement salarial de l'absence de diplôme

β : rendement salarial du CEP

γ : rendement salarial du BEPC

δ : rendement salarial du CAP

NO_g^k : proportion d'individus de la génération g et du groupe k sans diplôme

CEP_g^k : proportion de du CEP parmi les individus de la génération g et du groupe k

$BEPC_g^k$: proportion de titulaires du BEPC parmi les individus de la génération g et du groupe k

CAP_g^k : proportion de titulaires du CEP parmi les individus de la génération g et du groupe k

P^k facteur de productivité inobservable propre à chaque groupe et invariant d'une génération à l'autre

28. La proportion de titulaires du BEPC parmi les individus ayant quitté l'école à 14 étant nulle, on a naturellement: $BEPC_{52}^A = BEPC_{52}^B = BEPC_{53}^A = 0$.

Salaires moyens et répartition des diplômes par génération et âge de fin d'études

Les individus de la génération 1952 qui ont quitté l'école à 14 ans appartiennent aux groupes A et B (le groupe C ayant quitté l'école à 16 ans); les individus de la génération 1953 qui ont quitté l'école à 14 ans appartiennent au groupe A (les groupes B et C ayant quitté l'école à 16 ans).

Par conséquent, en désignant par $\ln w_{14,g}$ (respectivement $\ln w_{16,g}$) le salaire moyen (en log) des individus de la génération g ayant arrêté leurs études à 14 ans (respectivement 16 ans), on a:

$$\ln w_{14,52} = \frac{\lambda_A \ln w_{52}^A + \lambda_B \ln w_{52}^B}{\lambda_A + \lambda_B} \quad (3)$$

$$\ln w_{16,52} = \ln w_{52}^C \quad (4)$$

$$\ln w_{14,53} = \ln w_{53}^A \quad (5)$$

$$\ln w_{16,53} = \frac{\lambda_B \ln w_{53}^B + \lambda_C \ln w_{53}^C}{\lambda_B + \lambda_C} \quad (6)$$

De même, en désignant par $DIP_{14,g}$ (respectivement $DIP_{16,g}$), où $DIP=NO, CEP, BEPC$ et CAP , la proportion de titulaires du diplôme DIP parmi les individus de la génération g ayant arrêté leurs études à 14 ans (respectivement 16 ans), on a:

$$DIP_{14,52} = \frac{\lambda_A DIP_{52}^A + \lambda_B DIP_{52}^B}{\lambda_A + \lambda_B} \quad (7)$$

$$DIP_{16,52} = DIP_{52}^C \quad (8)$$

$$DIP_{14,53} = DIP_{53}^A \quad (9)$$

$$DIP_{16,53} = \frac{\lambda_B DIP_{53}^B + \lambda_C DIP_{53}^C}{\lambda_B + \lambda_C} \quad (10)$$

Salaires et diplômes en différence inter-catégorielle

Soit $\Delta \ln w_g$ le différentiel salarial (en log) observé entre les individus de la génération g ayant arrêté leurs études à 16 ans et les individus de la génération g qui ont quitté l'école à 14 ans.

Soit ΔDIP_g la différence entre la proportion d'individus titulaires du diplôme DIP parmi les individus de la génération g ayant arrêté leurs études à 16 ans et la proportion d'individus ayant un niveau de formation DIP parmi les individus de la génération g qui ont quitté l'école à 14 ans.

D'après les équations (3) à (6), on a:

$$\Delta \ln w_{52} = \ln w_{52}^C - \frac{\lambda_A \ln w_{52}^A + \lambda_B \ln w_{52}^B}{\lambda_A + \lambda_B} \quad (11)$$

$$\Delta \ln w_{53} = \frac{\lambda_B \ln w_{53}^B + \lambda_C \ln w_{53}^C}{\lambda_B + \lambda_C} - \ln w_{53}^A \quad (12)$$

De même, d'après les équations (7) à (10), on a:

$$\Delta DIP_{52} = DIP_{52}^C - \frac{\lambda_A DIP_{52}^A + \lambda_B DIP_{52}^B}{\lambda_A + \lambda_B} \quad (13)$$

$$\Delta DIP_{53} = \frac{\lambda_B DIP_{53}^B + \lambda_C DIP_{53}^C}{\lambda_B + \lambda_C} - DIP_{53}^A \quad (14)$$

Double différence temporelle et inter-catégorielle

D'après les équations (2), (11) et (13), on a:

$$\Delta \ln w_{52} = \alpha \Delta NO_{52} + \beta \Delta CEP_{52} + \gamma \Delta BEPC_{52} + \delta \Delta CAP_{52} + \left(P^C - \frac{\lambda_A P^A + \lambda_B P^B}{\lambda_A + \lambda_B} \right) \quad (15)$$

De même, d'après les équations (2), (12) et (14), on a:

$$\Delta \ln w_{53} = \alpha \Delta NO_{53} + \beta \Delta CEP_{53} + \gamma \Delta BEPC_{53} + \delta \Delta CAP_{53} + \left(\frac{\lambda_B P^B + \lambda_C P^C}{\lambda_B + \lambda_C} - P^A \right) \quad (16)$$

Contraintes d'identification

Les équations (15) et (16) ne peuvent être résolues qu'au prix de plusieurs contraintes d'identification.

Egalité entre rendements des diplômes On peut commencer par imposer deux contraintes d'identification déduites de l'estimation naïve du rendement salarial des différents diplômes (cf. tableau 4):

(H1) $\alpha = \beta$: le rendement de l'absence de diplôme est égal au rendement du CEP.

(H2) $\gamma = \delta$: les rendements du BEPC et du CAP sont égaux.

L'équation (15) se réécrit alors:

$$\Delta \ln w_{52} = \alpha (\Delta NO_{52} + \Delta CEP_{52}) + \gamma (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52}) + \left(P^C - \frac{\lambda_A P^A + \lambda_B P^B}{\lambda_A + \lambda_B} \right)$$

En remarquant que, par définition, $\Delta NO_{52} + \Delta CEP_{52} + \Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52} = 0$, l'équation précédente se réécrit:

$$\Delta \ln w_{52} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52}) + \left(P^C - \frac{\lambda_A P^A + \lambda_B P^B}{\lambda_A + \lambda_B} \right) \quad (17)$$

De même, l'équation (16) se réécrit:

$$\Delta \ln w_{53} = \alpha (\Delta NO_{53} + \Delta CEP_{53}) + \gamma (\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) + \left(\frac{\lambda_B P^B + \lambda_C P^C}{\lambda_B + \lambda_C} - P^A \right)$$

En remarquant que, par définition, $\Delta NO_{53} + \Delta CEP_{53} + \Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53} = 0$, l'équation précédente se réécrit:

$$\Delta \ln w_{53} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) + \left(\frac{\lambda_B P^B + \lambda_C P^C}{\lambda_B + \lambda_C} - P^A \right) \quad (18)$$

Contraintes sur les paramètres de productivité Si l'on veut pouvoir utiliser les deux équations (17) et (18) pour estimer les rendements du CAP et du BEPC, il faut imposer au moins une contrainte sur les paramètres de productivité P^A , P^B et P^C , de manière totalement *ad hoc*, contrairement aux contraintes d'identification imposées aux rendements des différents diplômes. Or, il apparaît que l'estimateur en double différence des rendements du CAP et du BEPC ainsi construit est particulièrement sensible à l'hypothèse retenue.

En guise d'illustration, nous envisageons successivement les deux contraintes d'identification suivantes:

(H3A) $P_A = P_B$: les individus des deux premiers groupes ont le même facteur de productivité P .

(H3B) $P^A = 0$ et $P^C = 2P^B$: les individus du premier groupe ont un paramètre de productivité nul et le paramètre de productivité du troisième groupe est deux fois supérieur à celui du deuxième groupe.

Estimateur en double différence des rendements du CAP et du BEPC

Exemple 1: $P^A = P^B$ Dans ce cas, les équation (17) et (18) se réécrivent:

$$\Delta \ln w_{52} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52}) + (P^C - P^A) \quad (19)$$

et:

$$\Delta \ln w_{53} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) + \frac{\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} (P^C - P^A) \quad (20)$$

ce dont on déduit:

$$\gamma - \alpha = \frac{\Delta \ln w_{53} - \frac{\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} \Delta \ln w_{52}}{(\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) - \frac{\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52})}$$

Application numérique:

$$\gamma - \alpha = \frac{1.6 - \frac{31.0}{31.6+31.0} 8.0}{13.2 - \frac{31.0}{31.6+31.0} 28.2} = 309\%$$

Exemple 2: $P^A = 0$ et $P^C = 2P^B$ Dans ce cas, les équation (17) et (18) se réécrivent:

$$\Delta \ln w_{52} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52}) + \left(\frac{2\lambda_A + \lambda_B}{\lambda_A + \lambda_B} \right) P^B \quad (21)$$

et:

$$\Delta \ln w_{53} = (\gamma - \alpha) (\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) + \left(\frac{\lambda_B + 2\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} \right) P^B \quad (22)$$

ce dont on déduit:

$$\gamma - \alpha = \frac{\frac{2\lambda_A + \lambda_B}{\lambda_A + \lambda_B} \Delta \ln w_{53} - \frac{\lambda_B + 2\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} \Delta \ln w_{52}}{\frac{2\lambda_A + \lambda_B}{\lambda_A + \lambda_B} (\Delta BEPC_{53} + \Delta CAP_{53}) - \frac{\lambda_B + 2\lambda_C}{\lambda_B + \lambda_C} (\Delta BEPC_{52} + \Delta CAP_{52})}$$

Application numérique:

$$\gamma - \alpha = \frac{\frac{2 \times 37.4 + 31.6}{37.4 + 31.6} 1.6 - \frac{31.6 + 2 \times 31.0}{31.6 + 31.0} 8.0}{\frac{2 \times 37.4 + 31.6}{37.4 + 31.6} 13.2 - \frac{31.6 + 2 \times 31.0}{31.6 + 31.0} 28.2} = -1\%$$

Une telle sensibilité aux hypothèses sous-jacentes rend cet estimateur particulièrement peu fiable en pratique.