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

Une comparaison des réformes françaises et britanniques

Julien GRENET

EHESS - LSE

`j.a.grenet@lse.ac.uk`

Lunch séminaire Jourdan - 6 avril 2004

Plan de la présentation

1. Des moindres carrés aux expériences naturelles: peut-on estimer les rendements de l'éducation?
2. Stratégie d'estimation: l'exploitation des modifications de l'obligation scolaire en France et en Grande-Bretagne
3. Résultats

1. Des MCO aux expériences naturelles: peut-on identifier les rendements de l'éducation?

L'estimateur MCO du rendement de l'éducation: un estimateur biaisé

L'estimateur MCO du rendement de l'éducation est potentiellement affecté par 3 sources de biais distinctes:

1. "Ability bias" (biais de variable omise): $\ln W_i = \alpha + \beta S_i + \theta_i + u_i$

où θ_i désigne l'aptitude individuelle inobservable de l'individu i .

Si l'aptitude individuelle est corrélée positivement à la fois au nombre d'années d'études et au salaire, l'estimateur MCO surestimera le vrai rendement de l'éducation.

2. Hétérogénéité des rendements de l'éducation: $\ln W_i = \alpha + \beta_i S_i + u_i$

où le rendement de l'éducation β_i peut varier d'un individu à l'autre.

Si le rendement individuel de l'éducation est positivement corrélé avec le nombre d'années d'études, l'estimateur MCO surestimera le vrai rendement de l'éducation.

3. Erreur de mesure: supposons que le nombre d'années d'étude *observé* (S_i^0) est la somme du nombre d'années d'études réel (S_i) et d'un terme d'erreur ϵ_i : $S_i^0 = S_i + \epsilon_i$, avec $E(\epsilon_i) = 0$, $E(S_i \epsilon_i) = 0$ et $E(\epsilon_i^2) = \sigma_\epsilon^2$.

Dans ce cas de figure, tout estimateur MCO du rendement de l'éducation sera affecté d'un biais positif.

L'exploitation d'"expériences naturelles"

- Compte tenu des biais d'estimation associés à l'estimateur MCO des rendements de l'éducation, de nombreux travaux empiriques ont cherché à exploiter des "expériences naturelles" permettant d'estimer proprement les rendements de l'éducation. Ces expériences naturelles consistent en des variations du nombre d'années d'études qui ne sont pas corrélées aux caractéristiques individuelles. L'observation de l'impact de ces variations exogènes sur les salaires individuels permet de déduire une mesure fiable des rendements de l'éducation.
- J. Angrist et A. Krueger (1991): "Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*: cet article montre qu'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. D'après les auteurs, l'estimateur de Wald et l'estimateur 2SLS conduisent tous deux à un rendement salarial de l'éducation de l'ordre de 8%.
- E. Duflo (2001): "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*. Entre 1973 et 1978, le gouvernement indonésien a construit plus de 61 000 écoles primaires à travers le pays. En utilisant les variations suscitées par cette politique pour mesurer l'impact de l'éducation sur les salaires, Duflo trouve des rendements de l'éducation qui vont de 6,8 à 10,6%.

L'exploitation des changements de la législation sur l'obligation scolaire: résultats sur données anglaises

C. Harmon & I. Walker: "Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kingdom", *American Economic Review* (1995).

- Stratégie d'identification: l'obligation scolaire a été allongée dans la plupart des pays occidentaux au cours du XX^e siècle. Ces changements peuvent être exploités comme des expériences naturelles pour estimer les rendements de l'éducation, dans la mesure où ils ont contraint de nombreux individus à prolonger leur scolarité au-delà de ce que ceux-ci auraient souhaité. Les auteurs se concentrent sur le cas britannique, où l'obligation scolaire est passée de 14 à 15 ans en 1947, puis à 16 ans en 1973. Données: *Family Expenditure Surveys* 1978-1986. Echantillon de 34 336 hommes salariés âgés de 18 à 64 l'année de l'enquête.
- Le rendement de l'éducation β est évalué en estimant par 2SLS le système d'équations suivant, où $\log W_{irs}$ et S_{irs} désignent respectivement le salaire et le nombre d'années d'études de l'individu i , né dans la région r et interrogé au cours de l'année s :

$$S_{irs} = a + b\mathbb{1}_{(SLA=15)} + c\mathbb{1}_{(SLA=16)} + d \text{ age} + e \text{ age}^2 + f_r + g_s + \epsilon_{irs} \quad (1)$$

$$\ln W_{irs} = \alpha + \beta S_{irs} + \gamma \text{ age} + \delta \text{ age}^2 + f_r + g_s + \epsilon_{irs} \quad (2)$$

$\mathbb{1}_{(SLA=k)}$: indicatrice qui vaut 1 si l'obligation scolaire était de k années lorsque l'individu avait 14 ans (référence: SLA=14 ans); f_r et g_s : indicatrices régionales et d'année d'enquête.

- Résultats: L'estimateur à variables instrumentales du rendement de l'éducation (environ 16%) est beaucoup plus élevé que l'estimateur MCO (environ 6%).
- Limites: comme le fait remarquer Card^a, ces résultats sont assez fragiles, puisque Harmon & Walker ne contrôlent pas pour l'existence d'effets de cohorte (leur spécification n'inclut que des effets d'âge et d'année d'enquête). En procédant ainsi, les auteurs attribuent l'*intégralité* de la croissance de l'âge de fin d'études au cours du temps aux modifications de l'obligation scolaire en 1947 et 1973, sans tenir compte de l'existence d'un *trend* positif affectant l'évolution de l'âge de fin d'études moyen au cours du siècle.

On peut d'ailleurs déceler la présence d'un important effet de cohorte en remarquant que dans la régression du nombre d'années d'études sur les régimes d'obligation scolaire, les coefficients associés à l'effet d'année d'enquête croissent systématiquement entre les enquêtes 1979 et 1986, passant de -0.01 à 0.55.

^aCard, D. (1999): "The Causal Effect of Education on Earnings", in *Handbook of Labour Economics*, volume 3a. North Holland.

[D'après Harmon & Walker (1995)]

TABLE 1—OLS AND IV ESTIMATES

Independent variable	OLS log earnings		Reduced-form schooling		IV log earnings	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE	Coefficient	SE
Constant	-0.0609	0.023	2.2928	0.171	-0.1825	0.031
Years of schooling	0.0613	0.001	—	—	0.1525	0.015
Minimum SLA = 15	—	—	0.5409	0.055	—	—
Minimum SLA = 16	—	—	0.1100	0.076	—	—
Age	0.0836	0.001	-0.0058	0.009	0.0765	0.002
Age squared	-0.0009	0.000	-0.0005	0.000	-0.0008	0.000
Yorkshire	0.0063	0.011	0.1402	0.058	-0.0065	0.012
Northwest	0.0194	0.010	0.2600	0.056	-0.0047	0.012
East Midlands	0.0044	0.011	0.1751	0.060	-0.0120	0.012
West Midlands	0.0001	0.011	0.1778	0.057	-0.0171	0.011
East Anglia	-0.0140	0.014	0.1507	0.073	-0.0286	0.014
Southeast	0.1194	0.009	0.8582	0.049	0.1392	0.016
Southwest	-0.0141	0.011	0.4821	0.061	-0.0592	0.014
Wales	-0.0172	0.012	0.3201	0.066	-0.0462	0.014
Scotland	0.0150	0.011	0.2518	0.058	-0.0124	0.012
Northern Ireland	-0.1092	0.020	0.5890	0.105	-0.1642	0.022
Year = 1979	0.0749	0.008	-0.0146	0.045	0.0754	0.009
Year = 1980	0.0962	0.008	0.0295	0.045	0.0929	0.009
Year = 1981	0.1131	0.008	0.1670	0.045	0.0969	0.009
Year = 1982	0.0990	0.008	0.1536	0.046	0.0841	0.009
Year = 1983	0.1137	0.009	0.2576	0.048	0.0887	0.010
Year = 1984	0.1268	0.009	0.2878	0.048	0.0995	0.010
Year = 1985	0.1504	0.009	0.4158	0.049	0.1114	0.011
Year = 1986	0.1516	0.009	0.5468	0.049	0.1010	0.012
$\overline{R^2}$:	0.271		0.147		0.197	
N:	34,336		34,336		34,336	

Objet de cette étude

- A l'heure actuelle, l'impact de la modification de l'obligation scolaire sur les salaires n'a été étudié que dans le cas anglais. Or, comme en Grande-Bretagne, l'obligation scolaire a été portée de 14 à 16 ans en France, après l'entrée en vigueur de l'ordonnance Berthoin (1967).
- Principaux résultats de la présente étude:
 - (1) Les rendements de l'éducation calculés à partir des réformes française (1967) et britannique (1973) sont inférieurs à ceux obtenus par Harmon et Walker. Dans les deux cas, l'impact de l'allongement de l'obligation scolaire sur les salaires se situe en-deçà de 16%: le rendement est inférieur à 3% dans le cas français et de l'ordre de 10% dans le cas britannique.
 - (2) Le fait que l'allongement de la scolarité obligatoire ait eu un impact salarial aussi différent en France et en Grande-Bretagne semble infirmer la conception classique des rendements de l'éducation, considérés comme déterminés avant tout par la *durée* des études.
 - (3) En revanche, ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse selon laquelle les rendements de l'éducation sont pour l'essentiel des rendements du *diplôme*. Je montre en effet que si ces réformes ont eu un impact différent sur les salaires, c'est qu'elles ont eu un impact différent sur la répartition des diplômes. Dans le cas de la réforme française de 1967, l'allongement de la scolarité obligatoire n'a pas entraîné d'amélioration des diplômes. En revanche, la réforme britannique de 1973 s'est accompagnée d'une faible, mais significative amélioration des diplômes, dont je montre qu'elle a profité en termes salariaux aux individus concernés.

2. Stratégie d'estimation:
l'exploitation des modifications de
l'obligation scolaire en France et en
Grande-Bretagne

L'évolution de l'obligation scolaire en France et en Grande-Bretagne

Au cours du XX^e siècle, l'obligation scolaire est passée de 13 à 16 ans en France et de 14 à 16 ans en Grande-Bretagne.

- En France:
 - Les Lois Ferry de 1881 et 1882 rendent l'instruction obligatoire pour les enfants des deux sexes âgés de 6 à 13 ans révolus.
 - En 1936, La loi Zay étend l'obligation scolaire jusqu'à 14 ans révolus, à l'exception des élèves titulaires du Certificat d'études. Cette réforme n'entre que progressivement en vigueur.
 - Enfin, l'ordonnance Berthoin de 1959 étend l'obligation scolaire à 16 ans, sans exception. Elle n'entre en application que 8 ans plus tard, en 1967, pour les individus nés à partir du 1^{er} janvier 1953.
- En Grande Bretagne: l'*Education Act*, adopté en 1944 annonce que l'obligation scolaire sera portée de 14 à 16. Cela est fait en deux temps:
 - En 1947, l'obligation scolaire passe de 14 à 15 ans. La réforme n'entre que progressivement en application (2 ans).
 - En 1973, l'obligation scolaire passe de 15 à 16 ans. Elle entre en vigueur immédiatement.

Données

- Champ: seules sont étudiées la réforme française de 1967 et la réforme britannique de 1973.
- Sources:
 - Réforme française de 1967: Enquêtes Emploi (EE) 1982-2002 (21 enquêtes annuelles avec renouvellement par tiers).
 - Réforme de 1973: *Labour Force Surveys* (LFS) 1993-2003 (37 enquêtes trimestrielles avec renouvellement par cinquième).
- 4 types de variables d'intérêt:
 1. L'année d'enquête.
 2. Les caractéristiques individuelles: la cohorte scolaire et l'âge. La définition de la cohorte scolaire varie selon le pays: en France, les élèves nés de janvier à décembre sont regroupés dans la même classe; en Grande-Bretagne, les cohortes scolaires regroupent les enfants nés entre le mois de septembre de l'année n et le mois d'août de l'année $n + 1$.
 3. Renseignements sur le niveau d'éducation, à travers 2 variables:
 - l'âge de fin d'études
 - le diplôme le plus élevé obtenu
 4. Le salaire déclaré par l'individu: mensuel pour les EE, horaire pour les LFS.

3. Résultats

Les réformes françaises et britanniques: un accroissement exogène de l'âge de fin d'études

- Réformes françaises:

1. Loi Zay (1936): l'effet du passage de l'obligation scolaire de 13 à 14 ans est perceptible, mais relativement peu important: 10% des individus issus de la cohorte 1924 ont été contraints de prolonger d'un an leur scolarité par rapport à ceux de la cohorte 1922. Cependant, les effets de cette réforme ont été en partie contrecarrés par la Seconde guerre mondiale, qui a provoqué une réduction de l'âge de fin d'études des générations nées entre 1926 et 1930.
2. Ordonnance Berthoin (1959): entrée en application en 1967. Son effet, bien que de relativement faible ampleur, est très nettement perceptible. 10% des individus issus de la cohorte 1953 ont été contraints de prolonger de deux ans leur scolarité par rapport à ceux de la cohorte 1952.

- Réformes britanniques:

1. *Education Act I* (1947): l'extension de la scolarité obligatoire de 14 à 15 ans a eu un effet massif sur la répartition des âges de fin d'études. 40% des individus issus de la cohorte 1934 ont été contraints de prolonger d'un an leur scolarité par rapport à ceux de la cohorte 1932.
2. *Education Act II* (1973): l'allongement de la scolarité obligatoire de 15 à 16 ans a eu un effet important, mais moins massif. Un peu plus de 20% des individus issus de la cohorte 1958 ont dû prolonger d'un an leur scolarité par rapport à ceux de la cohorte 1957.

Figure 1: Réformes françaises

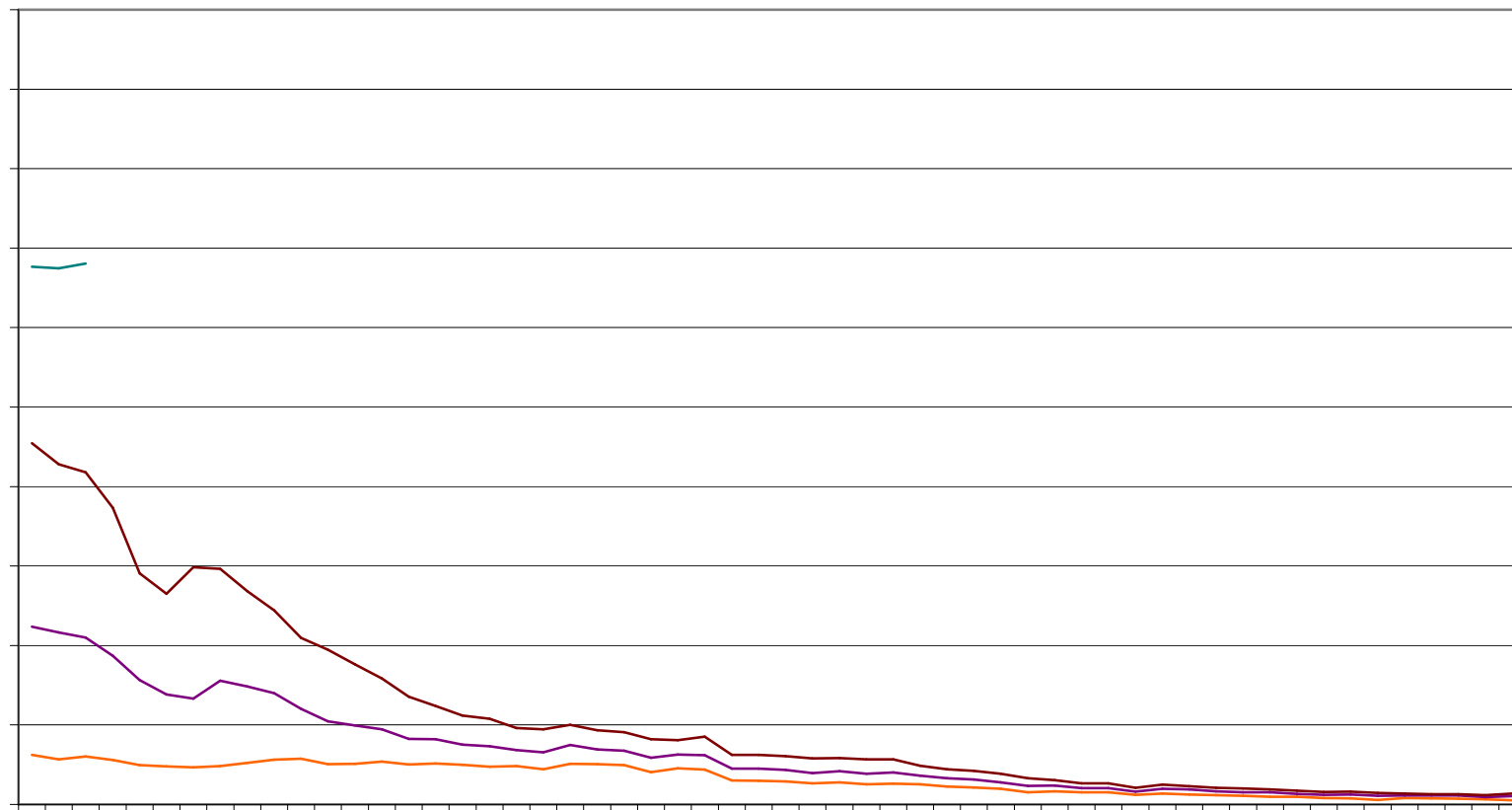
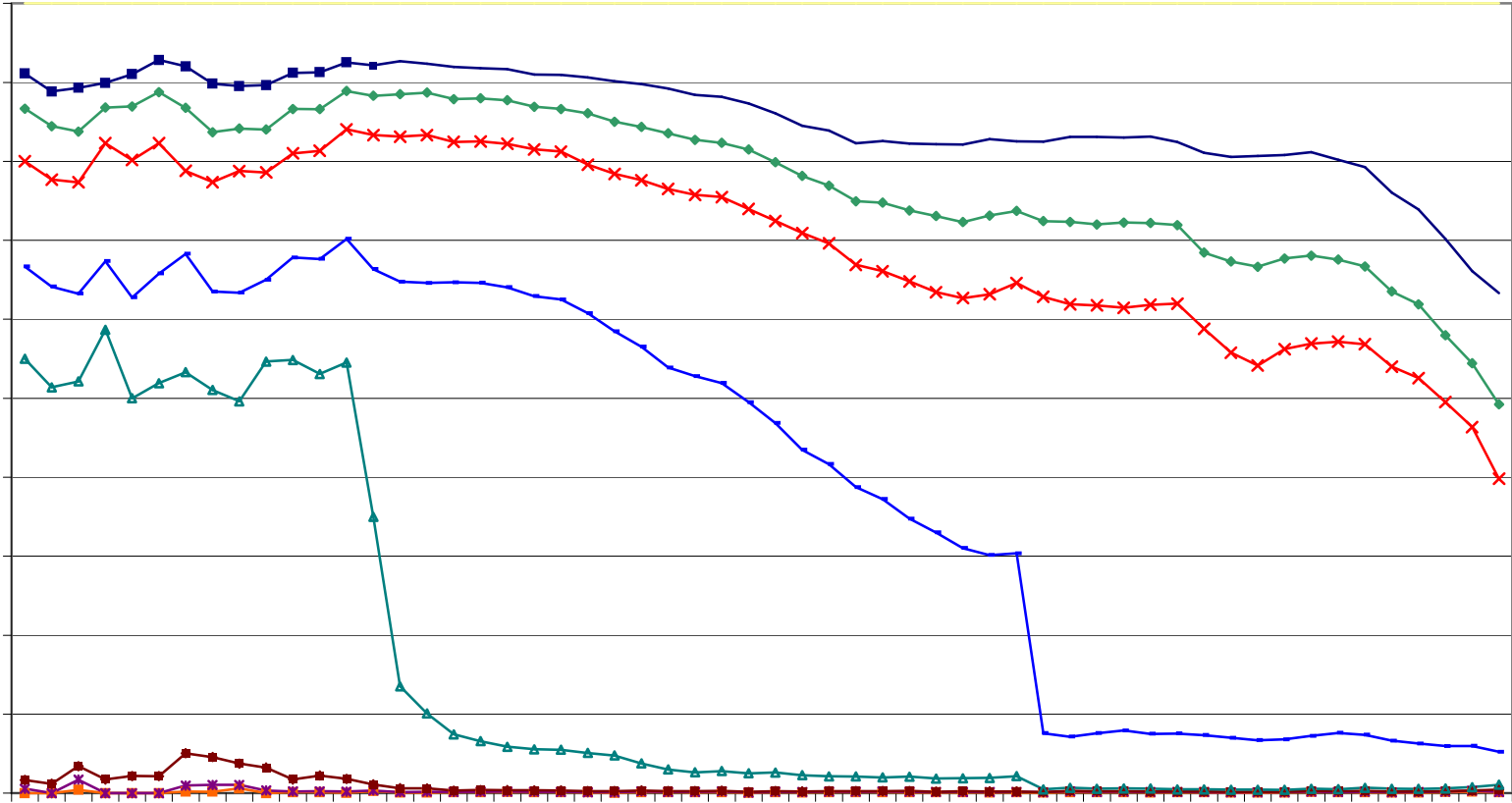


Figure 2: Réformes britanniques



Effet sur les salaires? (1)

Stratégie d'estimation: double différence

- Pour la réforme française de 1967 et la réforme britannique de 1973, on définit un groupe de *traitement* (T) particulier, défini à partir de l'âge de fin d'études, et regroupant l'ensemble des individus susceptibles d'avoir été contraints de prolonger leur scolarité du fait de l'allongement de l'obligation scolaire:
 - FR 1967: individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans
 - UK 1973: individus ayant quitté l'école entre 15 et 16 ans
- A chaque réforme correspond également un groupe de *contrôle* (C) particulier, regroupant des individus qui n'ont pas été contraints de prolonger leur scolarité, parce que leur âge de fin d'études se situait au-delà de la nouvelle obligation scolaire:
 - FR 1967: individus ayant quitté l'école entre 17 et 18 ans
 - UK 1973: individus ayant quitté l'école entre 17 et 18 ans
- On note n la première cohorte concernée par le nouveau régime de scolarité obligatoire et $n-1$ la cohorte immédiatement antérieure. L'estimation en double différence de l'effet de l'allongement de la scolarité obligatoire sur les salaires consiste à comparer le différentiel salarial séparant le groupe de contrôle et le groupe de traitement *avant* (cohorte $n-1$) et *après* (cohorte n) la réforme.

Effet sur les salaires? (2)

Estimateur de Wald du rendement de l'année d'études supplémentaire

- On suppose que le salaire moyen (en log) des individus appartenant au groupe i (traitement ou contrôle) et à la cohorte scolaire j dépend de l'âge de fin d'études moyen dans ce groupe ainsi que de la somme d'un effet fixe propre au groupe i et d'un effet fixe propre à la cohorte j :

$$\ln W_{ij} = \alpha + \beta S_{ij} + \gamma_i + \delta_j$$

- Pour chaque groupe, l'écart de salaire séparant la cohorte n concernée par la nouvelle obligation scolaire et la cohorte précédente ($n - 1$) s'écrit donc:

$$\text{Groupe de contrôle:} \quad \ln W_{c,n} - \ln W_{c,n-1} = \beta(S_{c,n} - S_{c,n-1}) + (\delta_n - \delta_{n-1}) \quad (1)$$

$$\text{Groupe de traitement:} \quad \ln W_{t,n} - \ln W_{t,n-1} = \beta(S_{t,n} - S_{t,n-1}) + (\delta_n - \delta_{n-1}) \quad (2)$$

- L'estimateur de Wald β du rendement salarial de l'année d'études supplémentaire se déduit simplement des deux différentiels salariaux précédents:

$$\beta = \frac{(\ln W_{c,n} - \ln W_{c,n-1}) - (\ln W_{t,n} - \ln W_{t,n-1})}{(S_{c,n} - S_{c,n-1}) - (S_{t,n} - S_{t,n-1})}$$

Effet sur les salaires? (4)

Estimateur de Wald: réforme britannique de 1973

Groupe (âge de fin d'études)	Variables ^a	Cohortes		Différence entre cohortes (2)-(1)	Double différence (b)-(a)
		1957 (1)	1958 (2)		
Traitement: De 15 à 16 ans (a)	Salaire mensuel moyen (log)	1.88 (0.44)	1.90 (0.45)	0.021 (0.007)	
	Age de fin d'études moyen	15.56 (0.50)	15.91 (0.29)	0.344 (0.006)	
	Nombre d'individus	7717	8093		
Contrôle: De 17 à 18 ans (b)	Salaire mensuel moyen (log)	2.10 (0.46)	2.10 (0.6)	0.001 (0.012)	-0.019 (0.014)
	Age de fin d'études moyen	17.49 (0.50)	17.51 (0.50)	0.014 (0.013)	-0.330 (0.013)
	Nombre d'individus	2679	3060		
Estimateur de Wald du rendement de l'année d'études supplémentaire					0.059 (0.042)

^aEcart-types entre parenthèses.

Effet sur les salaires? (5)

Prise en compte des effets de l'expérience professionnelle

- On peut imaginer que l'estimation en double différence sous-estime l'effet de l'allongement de la scolarité obligatoire sur les salaires, dans la mesure où les effets de l'expérience professionnelle ne sont pas pris en compte (les individus qui ont été contraints de prolonger leurs études ayant perdu une ou deux années d'expérience professionnelle par rapport aux individus appartenant au groupe de contrôle).
- On procède donc à l'estimation par 2SLS du système d'équation suivant:

$$S_i = a + b \mathbf{1}_T + c \mathbf{1}_n + d (\mathbf{1}_T \times \mathbf{1}_n) + u_i \quad (1)$$

$$\ln W_i = \alpha + \beta S_i + \gamma \mathbf{1}_T + \delta \mathbf{1}_n + \epsilon \exp_i + \zeta \exp_i^2 + v_i \quad (2)$$

où:

$\mathbf{1}_T$: indicatrice qui vaut 1 si l'individu appartient au groupe de traitement

$\mathbf{1}_n$: indicatrice qui vaut 1 s'il appartient à la première cohorte concernée par la réforme

\exp_i : expérience professionnelle.

Effet sur les salaires (6)

Estimateur 2SLS: réforme française de 1967

Fig. 3: Différentiel d'âge de fin d'études

FR 1967: Evolution du différentiel d'années d'études séparant
1/ les individus ayant quitté l'école à 17 ou 18 ans et
2/ les individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans
(cohortes 1943-1962) - EE 1982-2002

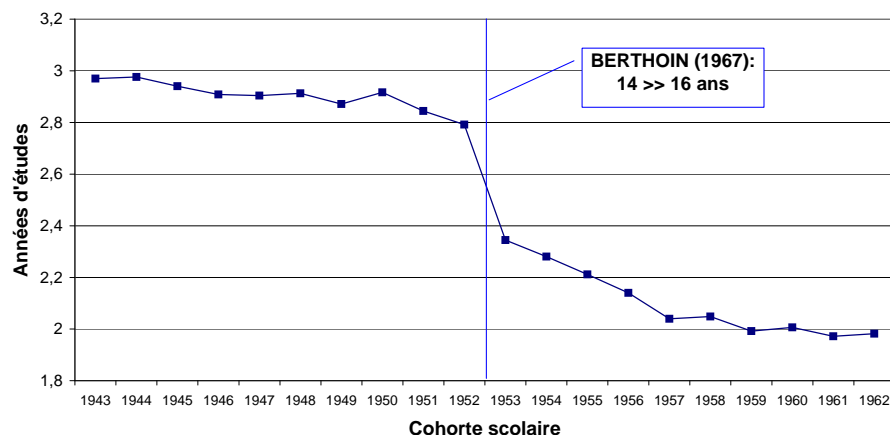
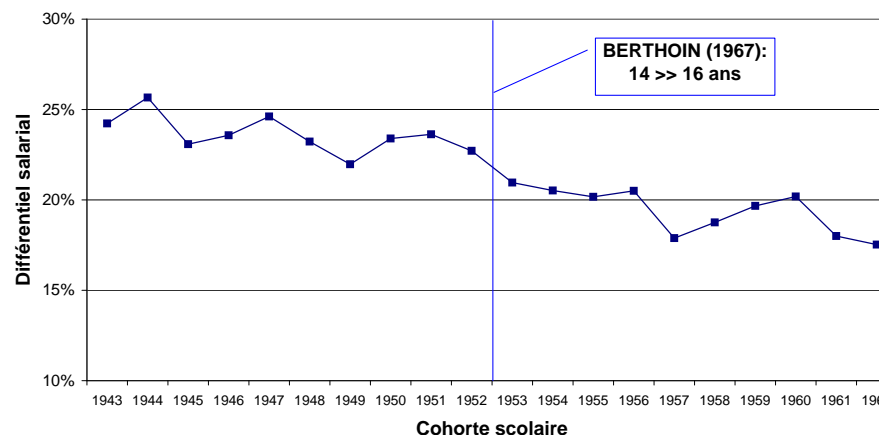


Fig. 4: Différentiel salarial contrôlé

FR 1967: Evolution du différentiel salarial contrôlé séparant
1/ les individus ayant quitté l'école à 17 ou 18 ans et
2/ les individus qui ont quitté l'école entre 14 et 16 ans
(cohortes 1943-1962) - EE 1982-2002



Résultat: l'estimateur 2SLS du rendement de l'année d'études supplémentaire, après contrôle pour l'effet de l'expérience professionnelle est: $\hat{\beta} = 0.028$ (0.016) [non significatif au seuil de 5%].

Effet sur les salaires (7)

Estimateur 2SLS: réforme britannique de 1973

Fig. 5: Différentiel d'âge de fin d'études

UK 1973: Evolution du différentiel d'années d'études séparant
1/ les individus ayant quitté l'école entre 17 et 18 ans et
2/ les individus qui ont quitté l'école entre 15 et 16 ans
(cohortes 1948-1967) - LFS 1993-2003

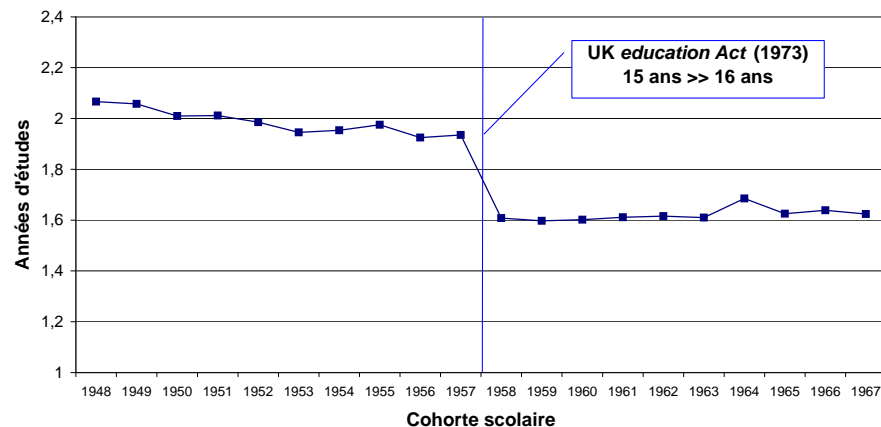
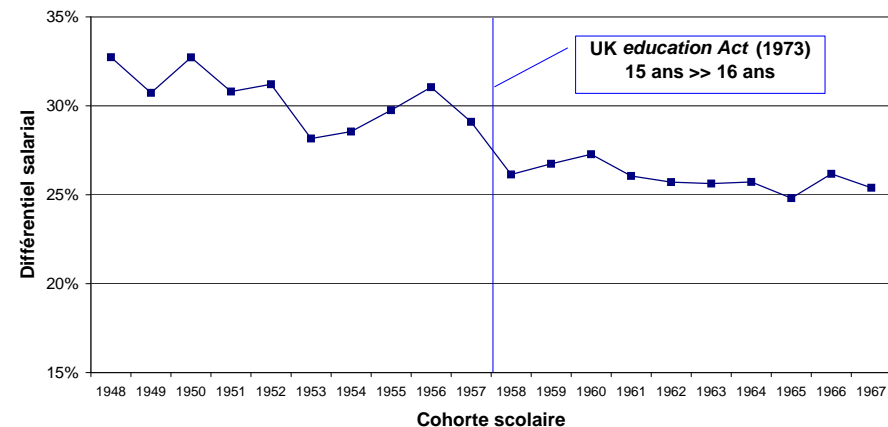


Fig. 6: Différentiel salarial contrôlé

UK 1973: Evolution du différentiel salarial contrôlé séparant
1/ les individus ayant quitté l'école entre 17 et 18 ans et
2/ les individus qui ont quitté l'école entre 15 et 16 ans
(cohortes 1948-1967) - LFS 1993-2003



Résultat: l'estimateur 2SLS du rendement de l'année d'études supplémentaire, après contrôle pour l'effet de l'expérience professionnelle est: $\hat{\beta} = 0.098$ (0.041) [significatif au seuil de 5%].

Le temps passé à l'école est-il le principal déterminant des rendements de l'éducation?

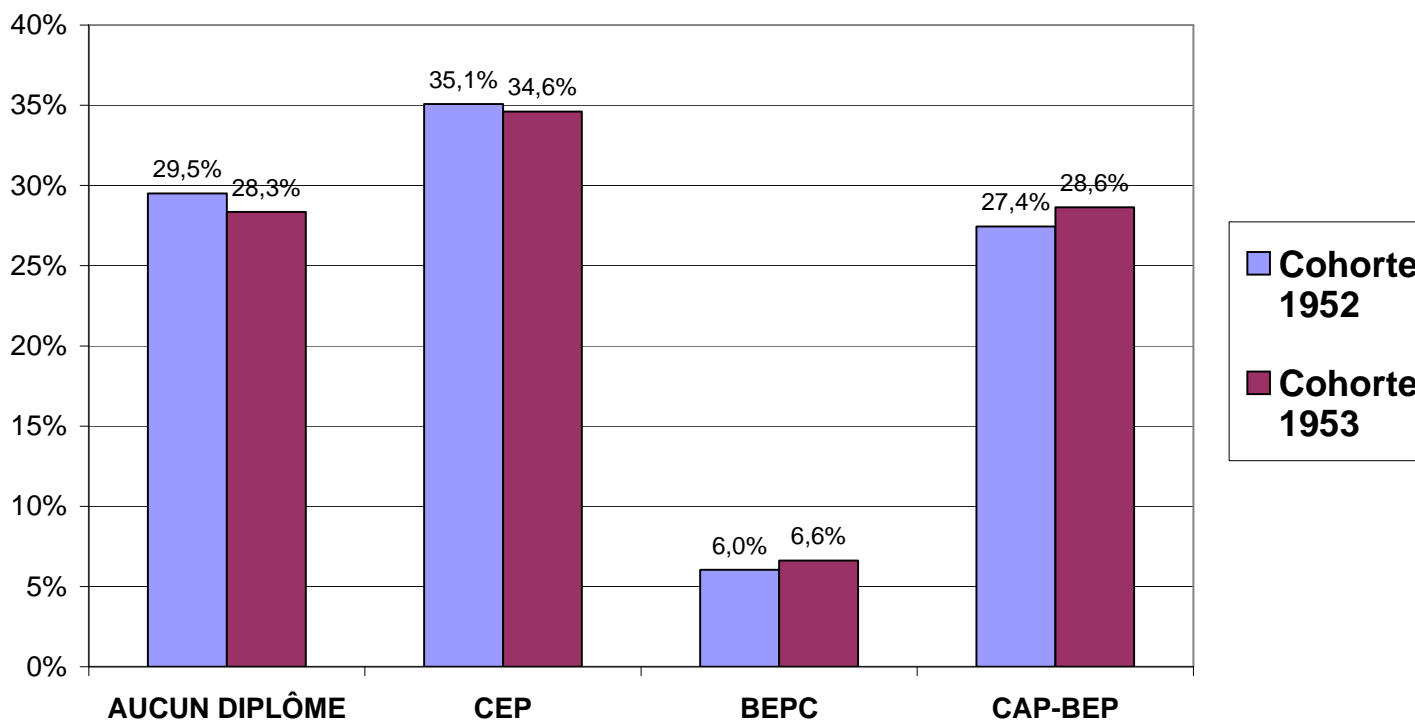
- Dans la plupart des études consacrées au rendement salarial de l'éducation, ce dernier est appréhendé comme le supplément de salaire procuré par une année d'études en plus. Dans cette optique, plus un individu passe de temps à l'école, plus il accroît sa productivité et donc son salaire une fois sur le marché du travail.
- les résultats précédents sont difficilement compatibles avec cette conception: si le temps passé à l'école est réellement la source des rendements de l'éducation, tout allongement de l'obligation scolaire devrait systématiquement se traduire par un accroissement du salaire moyen des individus contraints de rester plus longtemps à l'école. Le fait que la réforme Berthoin en France n'ait pas permis d'accroître significativement le salaire moyen du groupe de traitement contredit cette hypothèse.
- Comment expliquer alors que l'extension de la scolarité obligatoire ait permis d'améliorer les salaires en Grande-Bretagne, mais pas en France? Il semblerait qu'une partie de l'explication de ce phénomène vienne de l'impact différent que les réformes française et britannique ont eu sur la répartition des diplômes au sein de leur groupe de traitement respectif.

Effet sur la répartition des diplômes? (1)

Réforme française de 1967

Figure 7: France 1967 (14 → 16 ans)

FR 1967: Répartition du diplôme le plus élevé obtenu pour les individus ayant quitté l'école entre 14 et 16 ans (cohortes 1952 et 1953) - EE 1982-2002

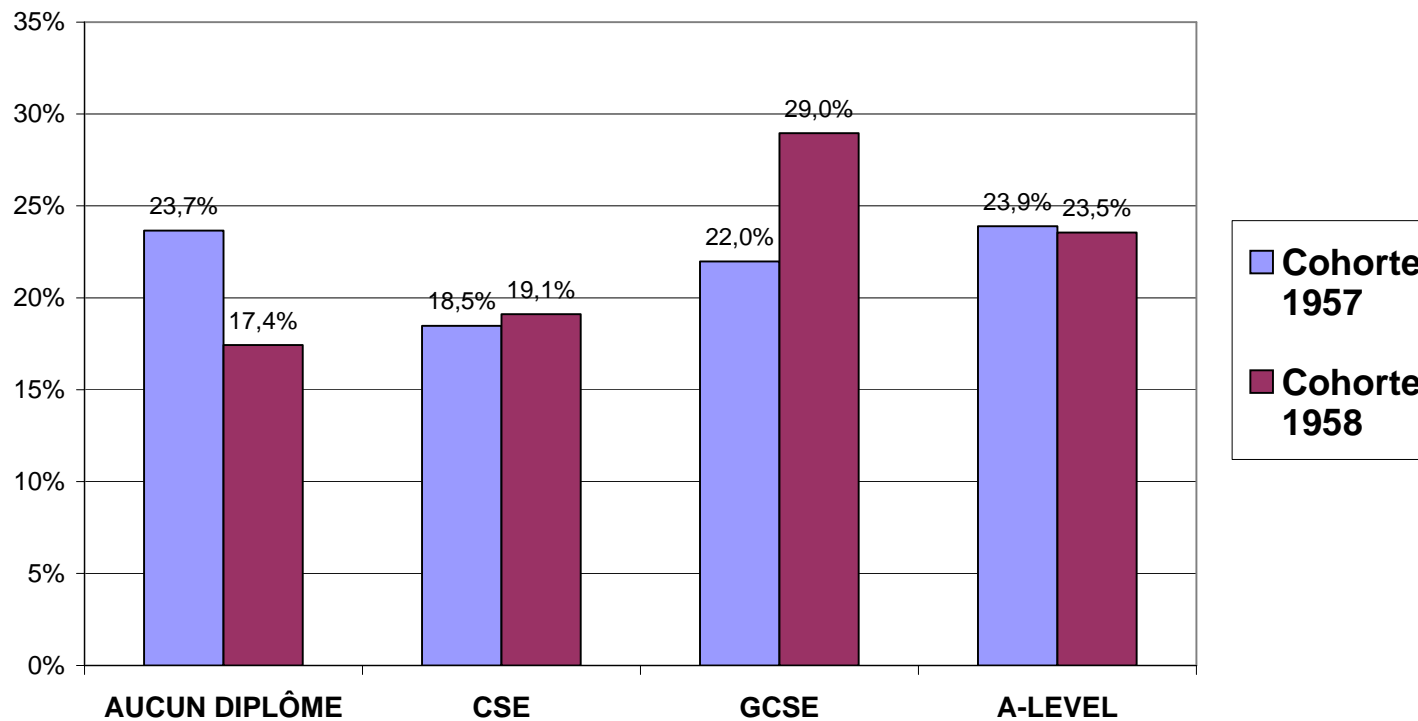


Effet sur la répartition des diplômes? (2)

Réforme britannique de 1973

Figure 8: Grande-Bretagne 1973 (15 → 16 ans)

UK 1973: Répartition du diplôme le plus élevé obtenu pour les individus ayant quitté l'école entre 15 et 16 ans (cohortes 1957 et 1958) - LFS 1993-2003



Les rendements de l'éducation: rendements du diplôme? (1)

Le cas de la réforme britannique de 1973

- La première partie de cette étude a montré que la réforme britannique de 1973, qui allongea la scolarité obligatoire d'un an en la portant à 16 ans, a eu un impact positif significatif sur le salaire des individus appartenant au groupe de traitement: l'estimateur 2SLS situe le rendement de cette année supplémentaire autour de 10%.
- Or, la réforme britannique de 1973 a également entraîné une amélioration sensible des diplômes détenus par 7% des individus appartenant au groupe de traitement. On peut donc faire l'hypothèse que le succès de la réforme britannique s'explique moins par la prolongation forcée du séjour scolaire des individus appartenant au groupe de traitement que par le fait que la réforme a permis de manière exogène à une partie de ces individus de quitter l'école avec de meilleurs diplômes, ces derniers apparaissant comme les véritables supports des rendements de l'éducation.
- Dans le reste de cette étude, je propose d'appliquer une méthode permettant de quantifier l'impact de la réforme britannique de 1973 sur le salaire des individus qui ont ainsi profité de la réforme pour quitter l'école avec le GCSE plutôt que sans aucun diplôme.

Les rendements de l'éducation: rendements du diplôme? (2)

Estimation du rendement salarial du GCSE

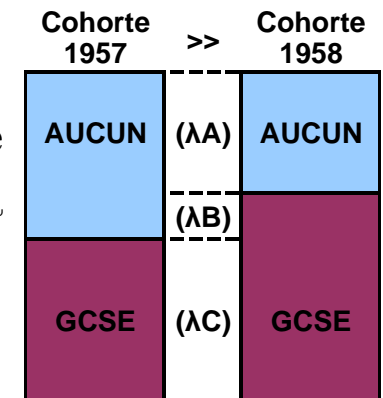
- La manière naïve de procéder consiste à comparer le rendement du GCSE pour les individus appartenant au groupe de traitement (âge de fin d'études compris entre 15 et 16 ans) *avant* et *après* l'entrée en vigueur de la réforme. Un rendement stable d'une cohorte à l'autre indiquerait sans ambiguïté que la réforme eu un impact positif sur le salaire des individus qu'elle a fait accéder au GCSE.
- Or on constate que le rendement du GCSE a légèrement diminué d'une cohorte à l'autre au sein du groupe de traitement: alors que pour la cohorte 1957, les détenteurs du GCSE gagnent 25.0% de plus que ceux qui n'ont aucun diplôme, le rendement tombe à 21.5% pour la cohorte 1958. Ce phénomène traduit l'existence d'un effet de "dilution": il est probable en effet que l'entrée en vigueur de la réforme s'est accompagnée d'une réduction de l'aptitude moyenne des élèves titulaires du GCSE.
- Pour être sûr que la réforme ait tout de même eu un effet positif sur le salaire de ceux qui ont obtenus le GCSE grâce à elle, il faut tenir compte de cet effet de dilution et vérifier qu'il n'est pas trop important. Autrement dit, il s'agit d'établir que le salaire des individus qui ont été amenés de manière exogène à obtenir le GCSE est supérieur au salaire auquel ils auraient pu prétendre s'ils avaient quitté l'école sans diplôme.

Les rendements de l'éducation: rendements du diplôme? (3)

Estimation du rendement salarial du GCSE

- On peut considérer qu'au sein du groupe de traitement, ceux qui ont quitté l'école sans diplôme ou avec le GCSE (soit la moitié environ) se subdivisent en 3 sous-groupes:

- (A) Les individus sans diplôme avant et après la réforme (en proportion λ_A)
- (B) les individus qui auraient quitté l'école sans diplôme en l'absence de réforme, mais que l'allongement de la scolarité obligatoire a poussé à obtenir le GCSE (λ_B)
- (C) les individus titulaires du GCSE avant et après la réforme (λ_C)



- On suppose que l'équation de salaire d'un individu i appartenant au sous-groupe k est:

$$\ln W_{ik} = \alpha + \beta 1_{GCSE_{ik}} + P_k + \epsilon_{ik}$$

où $1_{GCSE_{ik}}$ est une indicatrice qui vaut 1 si l'individu est titulaire du GCSE et P_k est un effet fixe propre à chaque sous-groupe. β mesure le rendement salarial du GCSE (homogène).

- On peut montrer que sous ces hypothèses, le paramètre β est identifiable et vaut:

$$\beta = \frac{1}{\lambda_B} \left[\lambda_A \ln W_n^{AUCUN} + (\lambda_B + \lambda_C) \ln W_n^{GCSE} - (\lambda_A + \lambda_B) \ln W_{n-1}^{AUCUN} - \lambda_C \ln W_{n-1}^{GCSE} \right]$$

où $\ln W_j^d$ est le salaire moyen (en log) des individus de la cohorte j et titulaires du diplôme d .

Les rendements de l'éducation: rendements du diplôme? (4)

Estimation du rendement salarial du GCSE

- Application numérique (écarts-types entre parenthèses):

Diplôme	Salaire moyen (log)	
	Cohorte 1957	Cohorte 1958
Aucun	1,640 (0.378)	1,650 (0.366)
GCSE	1,889 (0.426)	1,865 (0.420)
Paramètres	$\lambda_A=37.5\%$, $\lambda_B=15.1\%$, $\lambda_C=47.4\%$	

En appliquant la formule, on trouve: $\hat{\beta} = 0.172$.

- Ce résultat corrobore l'hypothèse selon laquelle la réforme britannique de 1973, en permettant à 7% des individus appartenant au groupe de traitement d'obtenir le GCSE, a accru leur salaire d'environ 17% relativement à ce qu'ils auraient touché en l'absence de réforme. En ce sens, cette réforme a été un relatif succès, par comparaison avec la réforme française de 1967.

Conclusion

- L'absence d'impact positif de l'extension de l'obligation scolaire dans le cas de la réforme française de 1967 infirme l'hypothèse selon laquelle les rendements de l'éducation seraient déterminés principalement par le *temps* passé à l'école. En ce sens, allonger la scolarité obligatoire n'est pas une condition suffisante pour augmenter les salaires.
- L'extension de l'obligation scolaire n'est susceptible d'avoir un effet positif sur le salaire des individus "traités" que si elle provoque une amélioration de la répartition des diplômes, qui apparaissent comme le véritable support des rendements de l'éducation.
- C'est ce que semble indiquer l'analyse des conséquences de la réforme britannique de 1973, qui porta l'obligation scolaire à 16 ans. Grâce à cette réforme, certains individus, contraints de rester un an de plus à l'école, ont obtenu le GCSE alors qu'ils auraient quitté le système éducatif sans diplôme en l'absence de réforme. Les résultats de nos estimations suggèrent que cette réforme a permis à ces individus-là, bien que relativement peu nombreux (7% du groupe de traitement), de toucher des salaires de 17% plus élevés.