



Effet du niveau d'éducation sur l'invalidité à l'emploi

Réalisé par
Tristan Bisson

Dans le cadre du cours
Économie des services de santé

Du département de Sciences Économique
Faculté des Arts et Sciences
Université de Montréal
Décembre 2020

Introduction

Ce travail tente de déterminer si la corrélation positive entre le niveau d'éducation et la santé est liée à un effet causal de l'éducation. L'hypothèse de l'économiste Grossman (1972) est telle que l'éducation rendrait les gens plus efficaces dans leur façon de gérer leur santé. En d'autres termes, une hausse de la scolarité aurait un effet positif sur les décisions des gens en matière de santé. La question qui guide ce travail est donc la suivante : quel est l'effet du niveau d'éducation sur les comportements en matière de santé ? La question sera abordée à l'aide de données en provenance du recensement du Royaume-Uni de 1991. La variable expliquée est l'invalidité au travail et la variable explicative est le niveau d'éducation. L'estimateur produit par la méthode de moindres carrés ordinaires est probablement biaisé dans la mesure où le niveau d'éducation est corrélé avec des variables inobservables. Néanmoins, il est possible d'analyser cette relation à l'aide d'un instrument où l'effet sur la variable dépendante est indépendant des caractéristiques individuelles. J'utiliserai donc la loi sur la scolarité obligatoire du Royaume-Uni de 1972 comme variable instrumentale.

Cette méthode est notamment utilisée par Lleras-Muney (2005). Dans son article, elle estime l'impact causal du niveau d'éducation sur la santé avec les lois sur la scolarité obligatoire aux États-Unis. Le résultat principal de cette étude est que le niveau d'éducation a un effet causal sur la mortalité.

Néanmoins, une étude menée par Clark et Royer (2013) n'observe pas cette relation. Ils utilisent les lois sur la scolarité de 1947 et 1972 au Royaume-Uni, pour analyser l'effet de l'éducation sur la santé. Cette étude rapporte que les lois sur la scolarité obligatoire ont eu un effet positif sur le niveau d'éducation et les salaires, mais pas sur le niveau de santé.

Contexte

Comme mentionné précédemment, la loi sur la scolarité obligatoire du Royaume-Uni de 1972 sera utilisée comme variable instrumentale. En mars 1972, le ministère de l'Éducation a augmenté l'âge minimum légal pour quitter l'école d'une année, soit un passage de 15 ans à 16 ans. Cette loi est entrée en vigueur le 1^{er} septembre 1972 (Clark et Royer, 2013). Comme je ne dispose pas du mois de naissance de chaque individu, j'ai fixé le seuil à 1973. Ainsi les jeunes qui étaient âgés de moins de 15 ans lorsque la loi est passée devaient rester à l'école au moins jusqu'à 16 ans. Il est donc possible d'identifier les individus qui ont subi cette loi à l'aide de leur âge. Les personnes qui sont nées avant 1958 ont fait leur scolarité sous la loi de 15 ans alors que ceux nés après 1958 ont fait leur scolarité sous la loi de 16 ans.

Données

Les données sont en provenance du recensement du Royaume-Uni de 1991 accédées à partir du site IPUMS. Les données nous donnent des renseignements sur l'âge, le sexe, l'invalidité à l'emploi et le niveau d'éducation. L'invalidité à l'emploi est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si le répondant est en situation d'invalidité du travail, l'âge est mesurée en années et le niveau d'étude est mesuré selon l'échelle de qualification du Royaume-Uni, soit niveau A, B et C. Cette variable est dichotomisée de sorte qu'on attribue 1 aux individus ayant fait des études postsecondaires et 0 sinon.

Spécification et stratégie d'identification

Dans ce travail, la stratégie employée est la régression discontinue « fuzzy ». Cette approche est similaire à une régression discontinue standard excepté que les individus dans le groupe de traitement ont de fortes chances d'être traités et les individus dans le groupe de contrôle ont peu de chances de l'être. Donc, dans notre cas, les gens de moins de 33 ans ont de fortes chances d'avoir été forcés de rester à l'école une année supplémentaire. J'utiliserai

une variable binaire qui prend la valeur 1 si l'individu a fait sa scolarité sous la loi de 1973 et 0 sinon. Cette variable permet alors de mesurer l'effet d'une augmentation d'une année d'étude sur la santé indépendamment des caractéristiques individuelles de l'individu. D'abord le modèle estimé est :

$$\begin{aligned} Health_i = & \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 (age_i - 33) + \beta_3 (age_i - 33)^2 + \beta_4 (age_i - 33)^3 \\ & + \beta_5 (age_i - 33) D_i + \beta_6 (age_i - 33)^2 D_i + \beta_7 (age_i - 33)^3 D_i + u_i \end{aligned} \quad (1)$$

Où $Health_i$ est une variable binaire qui prend la valeur 1 si i est en situation d'invalidité à l'emploi et 0 sinon, D_i une variable binaire qui prend la valeur 1 si i à moins de 33 ans et 0 sinon, age_i est l'âge de i en années et u_i le terme d'erreur.

Puis, j'utilise la loi sur la scolarité obligatoire comme instrument du niveau d'éducation. La méthode par double moindre carré ordinaire est employée. Ainsi, à la première étape, on estime par MCO le modèle suivant :

$$Educ_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + g(age_i - 33) + \varepsilon_i \quad (2)$$

Où $Educ_i$ est une variable binaire qui prend la valeur 1 si i à un niveau d'étude postsecondaire et 0 sinon, $g(age_i - 33)$ est une fonction polynomiale qui capture l'interaction entre la variable de traitement et l'âge. Ensuite, on substitue l'estimation de cette fonction dans le modèle :

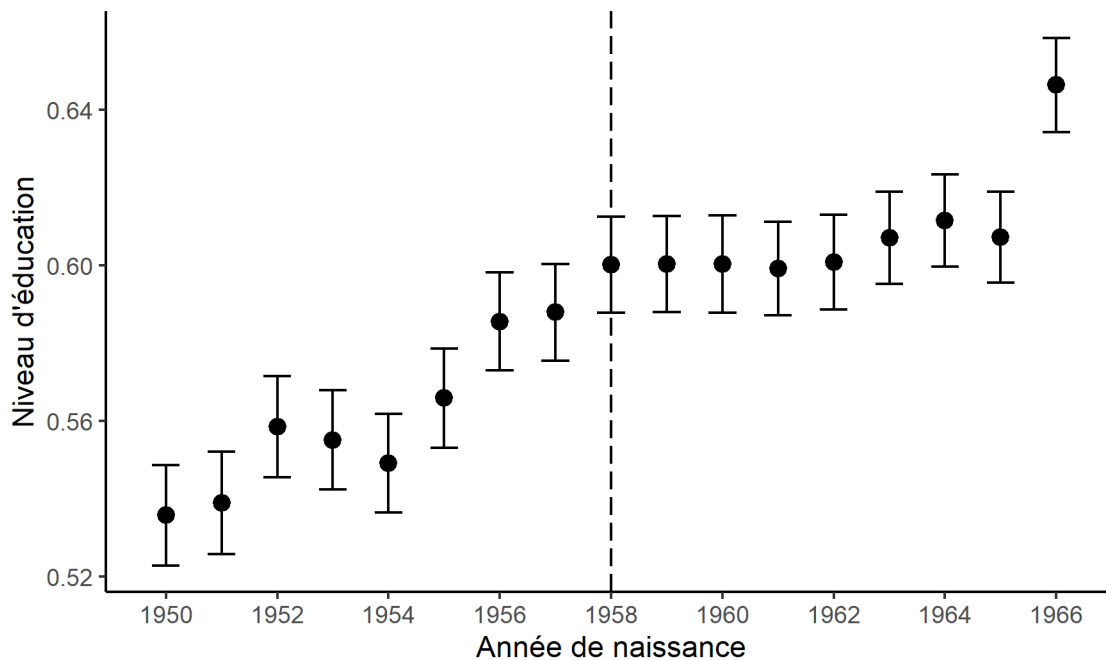
$$Health_i = \beta_0 + \beta_1 Educ_i + f(age_i - 33) + u_i \quad (3)$$

Où $f(age_i - 33)$ est une fonction polynomiale qui capture l'interaction entre le niveau d'éducation et l'âge.

Résultats

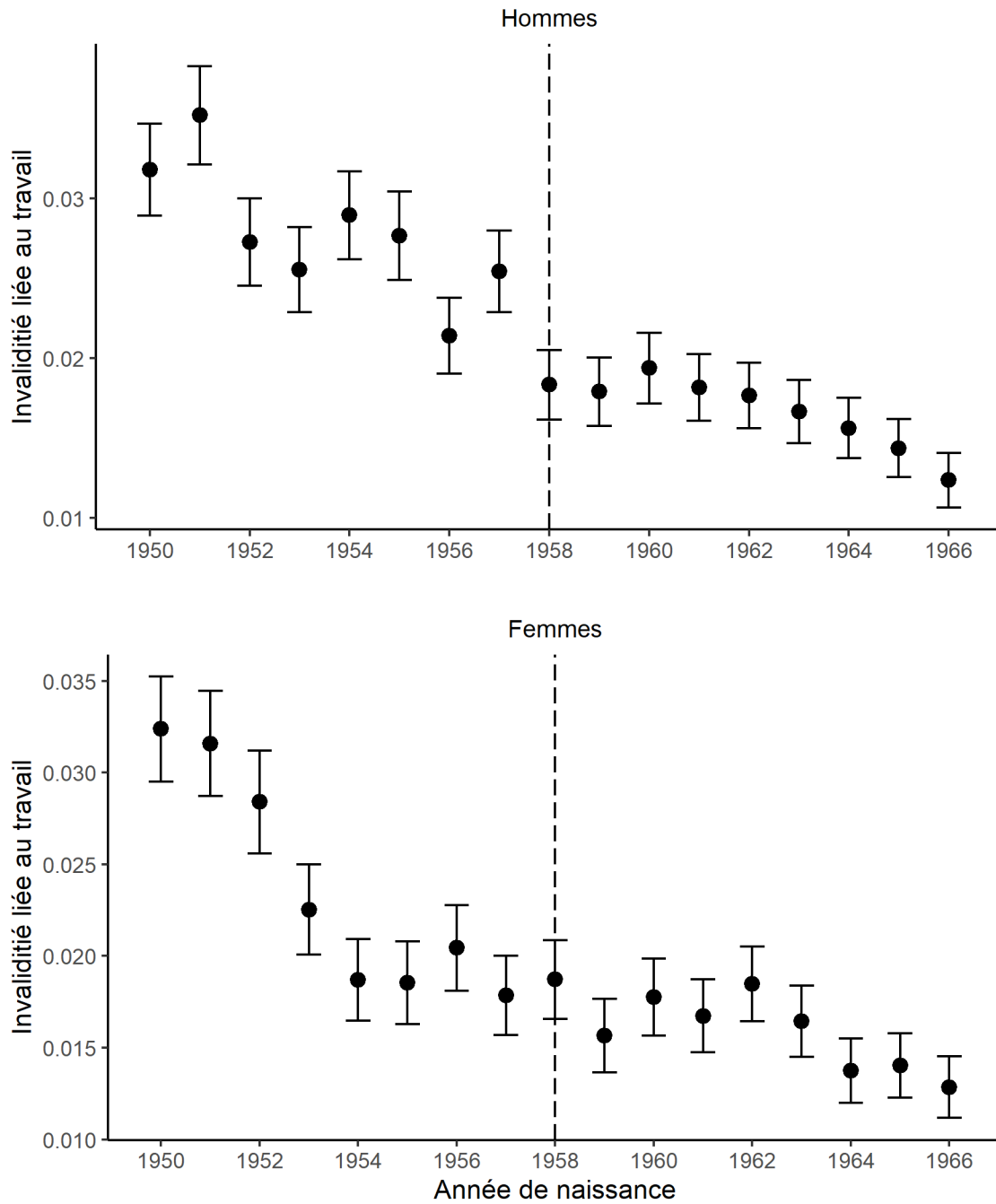
D'abord, la figure 1 montre la distribution du niveau d'éducation moyen par année de naissance. Les individus à gauche de la ligne pointillée ont fait leur scolarité avec l'école obligatoire jusqu'à 15 ans alors que ceux à droite l'ont fait avec l'école obligatoire jusqu'à 16 ans. On ne remarque pas de saut au seuil de 1958, mais bien un changement de pente. En effet le niveau d'éducation tend à croître dans le temps jusqu'à ce point, avant de reprendre en 1962. Puis, la figure 3 située dans l'annexe montre la même relation, mais groupée par sexe. Il n'y a pas de signe de discontinuité au seuil de 1958.

FIGURE 1 – Niveau de scolarité moyen et année de naissance



Puis, la figure 2 rapporte la même relation, mais par sexe. Dans la figure pour les hommes, on remarque une discontinuité au seuil de 1958. Toutefois, pour les individus nés avant 1958 l'invalidité à l'emploi semble plus variée avec l'âge. Pour les femmes, il est clair qu'il n'y a pas de discontinuité au seuil de 1958.

FIGURE 2 – Niveau de scolarité moyen et année de naissance



La table 1 rapporte les résultats de régression MCO du modèle (1) groupé par âge, soit pour les 25 - 41 ans et les 28 - 38 ans. D'abord, on note une relation négative entre la variable binaire de la loi sur la scolarité (D) et l'invalidité du travail sans variable de contrôle. Toutefois, lorsqu'on inclut dans la spécification une fonction de l'interaction entre l'âge et la variable binaire, la variable binaire n'est plus statistiquement significative.

Ensuite, la table 2 rapporte les mêmes spécifications, mais groupées par sexe. Pour les hommes, on voit que la loi sur la scolarité a un effet significatif même lorsqu'on contrôle pour l'interaction avec l'âge. En effet, la loi sur la scolarité diminue les chances de 0,025 d'être invalide au travail, soit une diminution du coefficient de 0,014 par rapport à celui sans contrôle. Pour les femmes, avec les variables de contrôles dans le modèle, l'effet de la loi sur la scolarité n'a pas d'effet significatif sur l'invalidité à l'emploi.

Enfin, la table 3 rapporte les résultats de régression avec la méthode des doubles moindres carrés ordinaires, où la loi sur la scolarité obligatoire agit comme instrument du niveau d'éducation. D'abord, on note que l'estimation par 2SLS, sans variables de contrôles, augmente le coefficient $Educ$ en valeur absolue et demeure statistiquement significative. Néanmoins, avec l'ajout des variables de contrôle dans le modèle, le coefficient $Educ$ n'est plus significatif en 2SLS. Ce résultat laisse présager que la loi sur la scolarité obligatoire de 1972 a peu d'effet sur l'invalidité à l'emploi.

TABLE 1 – Effet de la fréquentation scolaire obligatoire sur l’invalidité au travail

	Âge 25 - 41		Âge 28 - 38	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D	-0.010*** (0.001)	-0.006 (0.004)	-0.005*** (0.001)	-0.007 (0.008)
$(age - 33)$		-0.003 (0.004)		-0.006 (0.010)
$(age - 33)^2$		0.001 (0.001)		0.003 (0.004)
$(age - 33)^3$		-0.0001 (0.0001)		-0.0003 (0.0004)
$D(age - 33)$		0.003 (0.004)		0.008 (0.011)
$D(age - 33)^2$		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.004)
$D(age - 33)^3$		0.0001 (0.0001)		0.0004 (0.0005)
Constante	0.026*** (0.001)	0.024*** (0.004)	0.023*** (0.001)	0.025*** (0.008)
Observations	133,364	133,364	85,325	85,325

Note :

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

TABLE 2 – Effet de la fréquentation scolaire obligatoire sur l’invalidité au travail
par sexe pour les 28 - 38 ans

	Homme		Femme	
	(1)	(2)	(3)	(4)
D	-0.011*** (0.001)	-0.025** (0.012)	-0.008*** (0.001)	0.010 (0.011)
$(age - 33)$		-0.027* (0.015)		0.015 (0.014)
$(age - 33)^2$		0.011* (0.006)		-0.006 (0.005)
$(age - 33)^3$		-0.001** (0.001)		0.001 (0.001)
$D(age - 33)$		0.027* (0.016)		-0.011 (0.015)
$D(age - 33)^2$		-0.011* (0.006)		0.008 (0.006)
$D(age - 33)^3$		0.001* (0.001)		-0.0004 (0.001)
Constante	0.028*** (0.001)	0.043*** (0.012)	0.024*** (0.001)	0.008 (0.011)
Observations	65,964	42,353	67,400	42,972

Note :

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

TABLE 3 – Effet de la fréquentation scolaire obligatoire sur l’invalidité au travail
avec variable instrumentale

	Invalidité à l’emploi			
	OLS		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Educ</i>	−0.011*** (0.001)	−0.005*** (0.002)	−0.031* (0.018)	0.333 (1.786)
<i>(age − 33)</i>		−0.0003 (0.001)		−0.028 (0.290)
<i>(age − 33)²</i>		−0.00004 (0.0001)		0.034 (0.093)
<i>(age − 33)³</i>		−0.00001 (0.00003)		−0.003 (0.013)
<i>Educ(age − 33)</i>		0.0004 (0.001)		0.050 (0.484)
<i>Educ(age − 33)²</i>		0.0001 (0.0001)		−0.056 (0.156)
<i>Educ(age − 33)³</i>		0.00001 (0.00004)		0.004 (0.022)
Constante	0.019*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.023** (0.010)	−0.194 (1.067)
Observations	52,163	17,302	26,644	17,302

Note :

*p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01

Conclusion

Finalement, les résultats de ce travail de recherche suggèrent que la loi sur l'éducation obligatoire jusqu'à 16 ans a peu d'effet sur l'invalidité à l'emploi, sauf peut-être chez les hommes. Néanmoins, une estimation par variable instrumentale suggère que l'éducation n'a pas d'effet causal sur l'invalidité à l'emploi.

Références

- Clark, D. and Royer, H. (2013), ‘The effect of education on adult mortality and health : Evidence from britain’, *American Economic Review* **103**(6), 2087–2120.
- Grossman, M. (1972), ‘On the concept of health capital and the demand for health’, *Journal of Political economy* **80**(2), 223–255.
- Lleras-Muney, A. (2005), ‘The relationship between education and adult mortality in the united states’, *The Review of Economic Studies* **72**(1), 189–221.

Annexe

TABLE 4 – Statistiques descriptives

Statistic	N	Mean	St. Dev.	Min	Max
Âge	286,086	42.233	11.693	24	64
Invalidité	286,086	0.048	0.214	0	1
Niveau d'éducation	49,283	0.542	0.498	0	1

FIGURE 3 – Niveau d'éducation et année de naissance

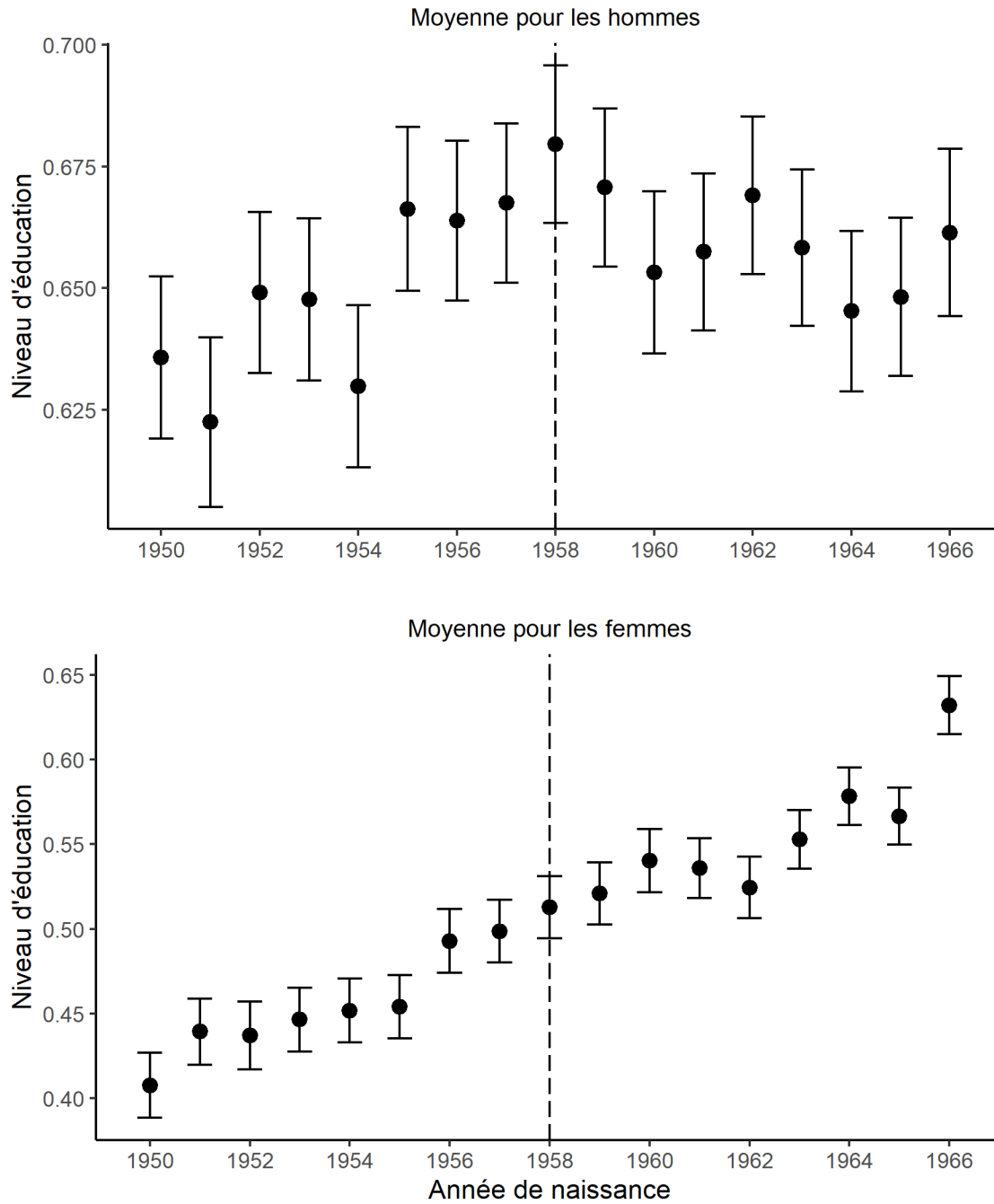


FIGURE 4 – Niveau d'éducation moyen et groupe d'âge

