

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2007 / 02

Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé

Valérie ALBOUY et Laurent LEQUIEN *

FÉVRIER 2007

Les auteurs remercient les participants du séminaire du Département des Études Économiques d'Ensemble d'octobre 2006, et tout particulièrement Florence Jusot (IRDES) qui a accepté d'y discuter une version préliminaire de l'étude. Ils restent seuls responsables des erreurs qui subsisteraient.

* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé

Résumé

Plusieurs études étrangères récentes ont tenté de tester rigoureusement l'existence d'un effet causal de l'éducation sur la santé. Un certain nombre de ces études mettent en évidence un effet causal significatif de la durée de scolarisation sur la mortalité à l'âge adulte: elles le font en utilisant les chocs exogènes sur le niveau d'éducation que constituent les augmentations des âges de scolarité obligatoire.

Les données de l'Échantillon Démographique Permanent permettent d'essayer de transposer cette démarche au cas français. Dans le cas de la France, les deux chocs identifiants qu'il est possible d'utiliser sont les réformes Zay et Berthoin ayant porté l'âge de scolarité obligatoire à respectivement 14 et 16 ans. Après avoir précisé le cadre méthodologique, nous mettons successivement en œuvre une démarche non paramétrique centrée sur les personnes nées juste avant et juste après l'entrée en vigueur des réformes, puis une procédure paramétrique en deux étapes permettant de prendre en compte l'information contenue dans une plus grande partie de notre échantillon.

Ces deux approches ne confirment pas les résultats des études existantes. On observe certes de nettes augmentations du niveau d'éducation dues aux réformes, et ces hausses se traduisent par des baisses de mortalité, mais ces baisses ne sont pas statistiquement significatives. Nous concluons par une discussion sur la pertinence des réformes utilisées pour mettre en évidence un éventuel mécanisme causal, et proposons des pistes de recherche à approfondir.

Mots-clés : Santé, mortalité, éducation, causalité, régression par discontinuité.

Education and health

Abstract

Recent studies have tried to provide rigorous tests of causal effects of education levels on health status. Some of these studies show a significant causal impact of school-leaving age on mortality at later ages: their empirical strategy consists in using exogenous shocks on education levels resulting from changes in compulsory schooling regulations.

Data from Insee's Permanent Demographic Dataset can be used to attempt transposing this strategy to the French case. The two identifying shocks used are the Zay and Berthoin reforms. They have respectively raised the minimum school leaving age to 14 and 16 years. After having detailed the methodological framework, we successively implement a non-parametric approach comparing cohorts born immediately before or immediately after the application of reforms, and a parametric two-stage approach using information from a larger part of our sample.

None of these approaches confirm results of existing studies. Despite the fact that reforms have significantly increased school leaving ages, and despite the fact that subsequent declines in mortality have been observed, none of these declines appear to be significant. We conclude with a discussion on possible limitations of these two reforms as identifying devices, and make some suggestions for future research.

Keywords: Health, mortality, education, causal effect, regression discontinuities.

Classification JEL : I12, I20

Sommaire

Introduction	5
I - Revue de la littérature	7
II - Le cadre des régressions par discontinuités	13
<i>II.1 Cadre formel</i>	<i>14</i>
II.1.1 Conditions d'identification	16
II.1.2 Quelle définition du traitement ?	18
<i>II.2 Stratégies d'estimation</i>	<i>20</i>
II.2.1 Approche non paramétrique	21
II.2.2 Approche paramétrique	22
III - Présentation des données	25
IV - Résultats	31
<i>IV.1 Approche non paramétrique</i>	<i>31</i>
<i>IV.2 Approche paramétrique</i>	<i>33</i>
Conclusion	37
Bibliographie	39

Introduction

Les études des bénéfices de l'éducation sur le bien être d'une personne se sont longtemps centrées sur la question de la rémunération de cette éducation. Les rendements monétaires de l'éducation ont ainsi mobilisé la réflexion de nombreux chercheurs, qui ont cherché à identifier - avec les difficultés inhérentes à l'exercice¹ - ce qui relève exactement de l'amélioration du capital humain dans le surcroît de revenu dont bénéficient les personnes les plus diplômées. Ces études sur le gain monétaire de l'éducation trouvent leur prolongement selon plusieurs axes. Tout d'abord, le bénéfice des études n'est pas uniquement individuel. Avoir une main d'œuvre qualifiée constitue pour un pays un atout en terme de revenu (rendement fiscal) mais également en terme de croissance. Les premières extensions des études sur les rendements monétaires de l'éducation ont ainsi été le calcul d'un rendement social de l'éducation, cherchant à confronter les bénéfices sociaux d'une population qualifiée et le coût du système éducatif. S'intéressant à l'individu, le deuxième axe de prolongement est celui des rendements non monétaires de l'éducation. Car au-delà de l'amélioration du niveau de vie qu'elle permet, l'éducation a une influence beaucoup plus globale sur le mode de vie des individus. En apportant un système de valeurs culturelles et intellectuelles, en structurant la logique de l'individu, l'éducation modifie des comportements sociaux aussi divers que les comportements de fécondité, de consommation ou de participation électorale. En positionnant l'individu dans la hiérarchie sociale, l'éducation a aussi un effet sur l'estime de soi et sur la manière dont nous regardent les autres.

C'est dans cet axe d'étude de l'ensemble des effets de l'éducation sur le mode de vie individuel que s'inscrit cette étude : l'objet est d'examiner si l'éducation produit *intrinsèquement* de la santé. Autrement dit, il s'agit de savoir si un plus haut niveau d'éducation, délivré à une même personne, produit dans le cours ultérieur de la vie de cette personne un effet protecteur sur sa santé. L'existence d'un lien empirique entre éducation et santé est unanimement constatée dans la littérature. Bien qu'il ne se dégage pas de consensus clair, une majorité d'auteurs - Grossman (2004), parmi d'autres - considère qu'un mécanisme causal explique la corrélation constatée dans les données : il semble donc que l'éducation ait bien un effet spécifique sur la santé.

Il faut dire qu'il y a de bonnes raisons *a priori* de le penser. Ainsi, la rémunération du capital humain acquis lors des études permet de payer des soins préventifs ou curatifs plus facilement, de vivre dans des zones résidentielles moins polluées ou d'avoir recours à du personnel de santé plus qualifié mais plus cher. Le lien n'est pas direct puisqu'il transite par un effet revenu, mais il est bel et bien causal : augmenter son capital scolaire va en moyenne conduire à une élévation des ressources financières futures et avoir un effet positif sur la santé (voir Jusot (2003) pour le lien entre revenu et mortalité). Cutler, Deaton et Lleras-Muney (2006) constatent quant à eux un lien entre éducation, santé et revenu, mais penchent pour une causalité allant de l'éducation vers la santé puis vers le revenu. Le lien causal entre éducation et santé peut également passer par la culture scolaire en elle-même en modifiant par exemple les référents sociaux de l'apprenant ; l'élève s'identifie partiellement au public scolaire dont il fait partie, intériorisant durablement les modes de vie et de pensée de ses pairs. Au-delà de l'ensemble des savoirs et savoir-faire qu'elle dispense, l'école produit ainsi des schémas de comportements et de pensée dont il est légitime de penser qu'ils ont une influence sur les comportements en matière de santé.

Cette causalité a d'ailleurs été incorporée par Grossman dans le modèle de comportement individuel qu'il a proposé en 1972. Selon lui, chaque personne dispose

¹ L'identification de l'effet intrinsèque des études sur le revenu professionnel ultérieur est rendue difficile par le fait qu'un haut niveau d'éducation est partiellement le signe de qualités propres à l'individu, qualités l'ayant amené à réussir à l'école et qui l'amèneront à réussir sa carrière professionnelle (intelligence, sérieux, application). C'est en ceci que l'on dit parfois que le tri social que produit l'éducation n'est que le reflet de leur niveau de productivité. Voir Card (1999) pour une revue de la littérature sur la question. Dans notre étude, nous sommes aussi confrontés à ce type de difficultés (voir *infra*).

d'un capital santé, qui peut se détériorer au cours du temps. Il lui est possible de produire de la santé, au même titre que du travail ou du loisir, et le niveau d'éducation est l'un des inputs de cette fonction de production. Grossman décrit deux canaux possibles par lesquels l'éducation jouerait sur la santé. Tout d'abord, un plus haut niveau d'éducation augmenterait la productivité, i.e. une personne éduquée produirait plus de santé à quantité d'inputs - autres que l'éducation - donnée. De plus, un plus haut niveau d'éducation améliorerait l'efficacité allocative: un individu éduqué choisirait plus efficacement les inputs à utiliser dans la fonction de production, ainsi que leurs proportions respectives. Cela étant, si le mérite de ce modèle est de donner une description du lien entre éducation et santé, il a le défaut d'être difficilement testable empiriquement. La littérature empirique s'est donc plutôt attachée à évaluer l'influence de l'éducation sur la santé des individus, sans expliciter les mécanismes sous-jacents à l'œuvre, qui sont nombreux et imbriqués (OCDE, 2006).

Il reste que, la démonstration empirique de cette influence causale ne va pas de soi. La difficulté de la comparaison entre individus aux niveaux d'éducation différents est qu'on ne sait pas ce qui les a conduit à choisir leur niveau d'éducation. Il se peut qu'il y ait dans leurs histoires personnelles des caractéristiques qui expliquent leur niveau d'éducation et qui vont aussi avoir une influence sur leur niveau de santé. Ce facteur commun peut être un trait de la personnalité. L'exemple le plus convaincant concernant la problématique de l'éducation et de la santé est le degré de préférence pour le présent. Les individus ayant un fort taux de préférence pour le futur vont être plus disposés à investir du temps et de l'énergie dans leur éducation et il est probable que, valorisant beaucoup le fait d'être en bonne santé dans leur vie ultérieure, ils vont aussi être attentifs à avoir une hygiène de vie saine de manière à préserver leur capital santé. A l'inverse, les individus ayant un fort taux de préférence pour le présent vont plus probablement privilégier les loisirs au temps d'étude et ne pas accorder d'attention particulière à leur hygiène de vie. Le degré de préférence pour le présent va donc être corrélé à la fois au niveau d'études et à l'état de santé. Or il est peu probable qu'augmenter de manière *exogène* le niveau d'études d'une personne (c'est à dire sans qu'elle ne l'ait choisi) modifie son taux de préférence pour le présent et les efforts qu'elle va fournir pour préserver son capital santé. Cette augmentation exogène d'éducation n'aura donc pas d'effet sur son état de santé.

Le facteur commun explicatif d'un plus haut niveau d'études et d'une meilleure santé peut aussi être lié à l'environnement. La personne peut par exemple avoir grandi dans un environnement éducatif qui favorise à la fois l'investissement en capital scolaire et celui en capital santé. On conçoit aisément que le capital culturel des parents intervienne de manière concomitante pour l'apprentissage des comportements à adopter pour préserver ou investir dans ces deux formes de capital humain. La santé et le niveau d'études seraient ainsi corrélés au niveau d'éducation des parents. A nouveau, dans l'hypothèse (probable) où l'on n'aurait qu'une mesure imparfaite du capital culturel de l'environnement familial, une corrélation statistique apparaîtra entre niveau d'éducation et santé, sans que cette corrélation ne soit le signe d'un lien de cause à effet : inciter une personne à faire plus d'études ne va pas avoir d'effet sur l'éducation que lui ont promulgué ses parents, et donc n'aura aucun impact sur sa santé.

Nous cherchons ici à tester l'existence d'un lien causal entre éducation et santé, en utilisant deux « expériences naturelles » qui ont eu lieu en France au cours du XXème siècle et ont conduit à augmenter la durée de la scolarité obligatoire. La suite du document est d'abord consacrée à une revue de la littérature sur le lien entre éducation et santé². Puis nous présentons le cadre formel adapté aux « expériences naturelles » utilisées pour notre étude et les stratégies d'estimation que nous avons retenues. Nous décrivons ensuite les données. La partie suivante présente les résultats. Nous concluons en proposant des pistes de réflexion.

² Vu l'abondance de la littérature sur le sujet qui s'est développée ces toutes dernières années et continue de le faire, notre revue est nécessairement partielle.

I - Revue de la littérature

La première difficulté méthodologique de l'étude réside dans la mesure du niveau de santé : la santé ne se résume pas à une unique dimension et est difficilement mesurable. Définie comme une « dimension essentielle de la qualité de vie, l'opportunité de faire des choix et d'être satisfait de vivre » par l'OMS (1986), la notion de santé est relativement générale et difficile à quantifier. A cette définition positive, les économistes préfèrent généralement une mesure négative qui consiste à quantifier le niveau d'altération du capital santé. On classe généralement les indicateurs sur la santé en trois catégories (Blaxter, 1989). La première catégorie regroupe des indicateurs médicaux mesurant de manière objective une dégradation de l'état de santé : morbidité, indice de masse corporelle, mortalité. La deuxième catégorie regroupe des indicateurs dont l'objet est de quantifier la santé telle qu'elle est perçue par l'individu. Bien que la formulation des questions soit de plus en plus standardisée d'une enquête à l'autre (du type « comment évaluez-vous votre état de santé général ? »), ces indicateurs mesurent une notion assez large de la santé, plus proche du bien être, où des facteurs relativement extérieurs à la santé (conjoncture économique, situation professionnelle, norme sociale du milieu de l'enquêté) interfèrent probablement avec la réponse de la personne (Butler et alii, 1987). Cependant, un certain nombre d'économistes considèrent que la santé perçue est une bonne mesure de l'état de santé général (Case et Deaton, 2002), qu'elle est un bon prédicteur de la mortalité dans les 10 années suivantes (Borg et Kristensen, 2000 ; Burström et Fredlund, 2001) et de la consommation de soins médicaux (van Doorslaer *et al.*, 2000 et 2002). Enfin, le troisième type d'indicateurs met l'accent sur les conséquences fonctionnelles de maladies, d'accidents ou du vieillissement de l'individu. L'objet est de mesurer les incapacités physiques ou psychologiques, par une mesure objective ou de source déclarative. En plus de ces trois mesures classiques de la santé, certains auteurs testent si le niveau d'éducation a une influence sur l'adoption de modes de vie reconnus comme néfastes pour la santé : fumer, boire de l'alcool, ne pas faire d'exercice physique. Leur objectif est de déterminer si, comme le prédit le modèle de Grossman, l'éducation modifie les comportements d'allocation des ressources des individus.

Des indicateurs appartenant à chacune de ces approches de la santé ont été utilisés dans la littérature consacrée à l'étude des liens entre éducation et santé. Concernant la morbidité, Berger et Leigh (1989) prennent comme mesure de santé la pression artérielle, Groot et Maassen van den Brink (2007) étudient l'effet de l'éducation sur la prévalence de maladies, Doyle Harmon et Walker (2005) utilisent l'existence d'une ou plusieurs maladies chroniques pour mesurer l'impact de l'éducation des parents sur la santé des enfants. L'indice de masse corporelle a servi de mesure de la santé chez Spasojevic (2003), Chou Grossman et Saffer (2004), Arendt (2005). La santé a été abordée sous l'angle de la mortalité par Lleras-Muney (2005) et Elo et Preston (1996) sur données américaines, van Oers (2003) sur données néerlandaises, Bopp et Minder (2003) sur données suisses. Adams (2002), Arendt (2005), Spasojevic (2003), Oreopoulos (2003), Doyle Harmon Walker (2005) utilisent quant à eux la santé subjective pour étudier l'impact de l'éducation sur la santé. Cette dernière est aussi souvent mesurée par les capacités fonctionnelles de l'individu, notamment par l'existence ou le nombre de difficultés à réaliser des gestes ou des tâches courantes de la vie quotidienne (Adams, 2002 ; Arkes, 2003 ; Oreopoulos, 2003 ; Berger Leigh, 1989). Enfin, Kenkel (1991), De Walque (2003, 2004), Arendt (2005) et Kenkel *et al* (2006) regardent l'effet de l'éducation sur l'adoption ou l'abandon de comportements à risque tels que le tabac. Quels que soient les indicateurs de santé retenus, tous sont corrélés au niveau d'éducation, et ce résultat subsiste à revenu donné.

Pour établir ou réfuter l'existence d'une relation causale entre éducation et santé, la plupart des auteurs testent l'existence d'une caractéristique inobservée propre à l'individu ou à son environnement, caractéristique qui expliquerait à la fois le niveau d'éducation et l'état de santé de la personne. Les auteurs ont alors recours à des techniques d'instrumentation. Pour ce faire, il faut trouver une variable - l'instrument -

qui soit corrélée au niveau d'éducation, mais pas à la variable inobservée qu'on suppose être la source de l'endogénéité de la variable d'éducation. Dans le cadre d'une étude entre éducation et santé, le choix de l'instrument est rendu difficile par le fait qu'il est délicat de caractériser précisément le facteur qui pourrait expliquer à la fois le niveau d'éducation de la personne et son état de santé. Cette variable omise est généralement décrite par un paramètre de goût personnel comme le taux de préférence pour le présent ou des valeurs transmises par les parents.

Le tableau 1 dresse une liste des instruments utilisés dans la littérature et qui sont des paramètres institutionnels, des variables macroéconomiques ou des instruments classiques dans l'instrumentation du niveau d'études. Ainsi, Lleras-Muney (2005), Glied et Lleras-Muney (2003), Spasojevic (2003), Oreopoulos (2003), Doyle Harmon Walker (2005) sur la santé des enfants, et Arendt (2005) utilisent-ils des changements de législation dans l'âge minimal de fin de scolarisation obligatoire. L'augmentation brutale de cet âge légal conduit une fraction de la population à repousser la fin de sa scolarité. La première condition de validité de l'instrument, la corrélation à la variable explicative, est donc bien vérifiée. D'autre part, la seconde condition, dite condition d'exclusion, a toutes les chances d'être également vérifiée : il n'y a aucune raison que l'âge légal soit corrélé aux préférences temporelles des personnes ou à l'éducation transmise par les parents.

Les autres instruments utilisés dans les études sur la relation entre éducation et santé sont classiques. Ainsi Adams (2002) utilise-t-il le trimestre de naissance de la personne, dont on sait qu'il est corrélé au nombre d'années passées en études. Cet instrument, proposé initialement par Angrist et Krueger (1991), est habituellement un bon candidat pour instrumenter le niveau d'études. Étant faiblement corrélé au niveau d'éducation, il requiert cependant de travailler sur des bases de données très grandes, car la projection sur l'espace du trimestre de naissance fait perdre beaucoup de variabilité dans la durée des études. Or, Adams travaille sur une enquête contenant 24 000 individus, ce qui explique certainement la non significativité d'une partie de ses résultats. Dans la problématique présente, cet instrument n'est pas valide car il se peut que le trimestre de naissance soit corrélé à la santé de l'individu ; il n'est en effet pas exclu qu'il soit « mieux » pour un enfant de naître l'été plutôt que l'hiver (ou l'inverse).

De Walque (2003) travaille sur données indonésiennes et instrumente par la date de construction d'écoles, le gouvernement indonésien ayant lancé un vaste programme de construction d'écoles pour développer l'instruction. A l'instar d'Angrist (1990), De Walque (2004) exploite sur données américaines les tirages au sort ayant eu lieu aux États-Unis au moment de la guerre de Viêt-Nam comme source de variation exogène du niveau d'éducation. Auld et Sidhu (2005) et Arkes (2003), sur données américaines, instrumente avec des différences de chômage inter-états à la date où les personnes étaient en études, avec l'idée qu'un fort taux de chômage conduit les personnes à repousser la date d'arrêt de leurs études. Berger et Leigh (1989) utilisent des données agrégées de niveau de richesse moyen et de dépenses d'éducation moyennes (de la part du gouvernement) pour instrumenter l'éducation. Si les dépenses d'éducation sont corrélées aux dépenses de santé, et si l'on pense que les soins ont une influence sur la santé, leur instrument n'est alors pas valide (la même critique peut être adressée à de Walque si le gouvernement indonésien, parallèlement au développement d'infrastructures scolaires, a aussi développé les infrastructures en santé).

Enfin, Cipollone *et al.* (2006) exploitent les conséquences d'un tremblement de terre ayant eu lieu en 1980 en Italie. Les habitants de la région touchée par cette catastrophe ont en effet été exemptés de service militaire, ce qui a modifié le choix de la durée des études pour les personnes concernées par l'exemption³, mais n'a pas eu

³ Contrairement à ce que constatent Maurin et Xenogiani (2004) sur données françaises, cette exemption de service militaire en Italie a conduit à une *augmentation* de la durée d'études pour les personnes concernées.

d'influence directe sur leur santé ultérieure. Les auteurs étudient l'impact de cette exemption sur la mortalité à environ 30 ans. Bien que cela semble un peu tôt pour déceler des différences marquées de mortalité, ils trouvent néanmoins une diminution significative de la mortalité pour les personnes exemptées.

Au vu de ces études, l'existence d'un impact causal de l'éducation sur la santé n'est à ce jour pas clairement établie (voir tableau 1). Notons tout d'abord que la mise en évidence d'une liaison significative entre deux variables dépend généralement de la taille de l'échantillon sur lequel on travaille, et des échantillons plus ou moins grands peuvent expliquer que les auteurs réussissent, ou non, à prouver que la relation soit causale. Ceci dit, certains auteurs mettent en évidence une causalité sur toutes les mesures de la santé dont ils disposent (Oreopoulos (2003) pour les limitations d'activité et la santé subjective), d'autres uniquement avec une partie des mesures (Adams (2002) pour certaines limitations d'activité mais pas toutes), d'autres encore trouvent une causalité pour les hommes mais pas pour les femmes (Groot, Maassen van den Brink (2007) avec la santé subjective), enfin certaines études ne mettent pas en évidence de causalité quelle que soit la mesure de la santé utilisée (Arendt (2005) sur la santé subjective et l'indice de masse corporelle). L'hypothèse selon laquelle l'éducation jouerait uniquement sur certaines dimensions de la santé pourrait expliquer cette absence de consensus, mais cela ne paraît pas être le cas puisque la littérature fournit des résultats contradictoires à mesure de santé donnée (Arkes (2003) et Oreopolous (2003) sur les limitations d'activité), et cela est valable avec la plupart des mesures de la santé utilisées.

Le choix d'instruments différents ne semble pas non plus être la raison de cette divergence. Ainsi, sur les six études citées ci-dessus utilisant un changement dans l'âge de fin de scolarisation obligatoire comme instrument, les quatre premières mettent en évidence un lien causal, contrairement aux deux dernières. Une explication possible serait que diverses mesures de santé sont utilisées, et que cet instrument ne permet de révéler des différences que sur certains aspects de la santé. Cela n'est cependant pas le cas, puisque deux études (Oreopolous (2003) sur données américaines et Arendt (2005) sur données danoises) aboutissent à des conclusions opposées avec la même mesure de la santé (la santé subjective) et le même instrument. Ce désaccord pourrait aussi provenir du fait que ces auteurs travaillent sur des données provenant de quatre pays différents (États-Unis, Suède, Angleterre, Danemark). On a pourtant du mal à imaginer un mécanisme de relation causale qui soit propre à un seul pays. En revanche, la puissance de l'instrument peut, elle, varier d'un pays à l'autre. En effet, selon que les dispositions législatives ont précédé ou au contraire entériné la tendance générale consistant à aller plus longtemps à l'école, l'instrument choisi sera plus ou moins fortement corrélé à la durée des études.

A notre connaissance, la mortalité fait actuellement figure d'exception parmi les mesures de la santé, puisque aucune étude n'est venue contredire le caractère causal de la relation entre le niveau d'éducation et cet indicateur de santé, mis en évidence par Glied et Lleras-Muney (2003), Lleras-Muney (2005) et Cipollone *et al.* (2006). De plus, aucun auteur n'a encore documenté une éventuelle causalité entre éducation et santé sur données françaises. L'ambition de notre étude est donc double: ajouter le cas français à la littérature étrangère existante sur le sujet, et tester l'existence de la causalité entre éducation et mortalité - non remise en cause à ce jour - sur données françaises.

Tableau 1 : Mise en évidence d'une causalité entre éducation et santé

Auteurs	Mesure de la santé	Source, pays, année, effectif	Instrument	Causalité significative	Remarques
Kenkel (91)	- Tabac - Alcool - Absence d'exercice physique	NHIS, USA, 1985, 33 000	Campagne d'information sur les dangers du tabac et de l'alcool	Oui	L'instrument n'explique pas toute la corrélation
Berger, Leigh (89)	- Pression sanguine - Limitations d'activités entre 20 et 40 ans	- NES, USA, 1970, 13 500 - NLS, USA, 1966-71, 3 600	- Dépenses d'éducation par foyer par État - Revenu disponible par foyer par État - Test de QI	Oui	Instruments non valides ?
Adams (02)	- SRH - Limitations d'activité entre 51 et 61 ans	HRS, USA, 1992, 24 000	- Changement de la durée de scolarité obligatoire - Trimestre de naissance	Oui/non	Causalité pour certaines limitations d'activités seulement
Spasojevic (03)	- Index de santé - BMI, à 50 ans	Suède	Changement de la durée de scolarité obligatoire	Oui	Un cinquième de l'effet de l'éducation sur la santé transite par le revenu
De Walque (03)	Tabac	IFLS, Indonésie, 1993, 3 000	Date de construction d'écoles	Oui	
Oreopoulos (03)	- SRH - Limitations d'activité entre 32 et 64 ans	- Census, USA, 1990/2000, 1 000 000 - GHHS, UK, 1983-98, 65 000	Changement de la durée de scolarité obligatoire	Oui	
Glied, Lleras-Muney (03)	Mortalité après 70 ans	- SEER, USA, 1973/93, 600 000 - CMF, USA, 1960/90, 250 000	Changement de la durée de scolarité obligatoire	Oui	
Arkes (03)	- Limitations d'activité - Limitations au travail - Besoin d'une aide à domicile, entre 47 et 56 ans	Census, USA, 1990, 400 000	Variations de taux de chômage local	Oui/non	Causalité sur les limitations au travail et l'aide à domicile, mais pas sur les limitations d'activité
De Walque (04)	Tabac	NHIS, USA, 1940-2000, 80 000	Loterie pour le Viêt-Nam	Oui/non	Causalité sur la probabilité de fumer, mais pas sur la celle d'arrêter de fumer
Doyle, Harmon, Walker (05)	- SRH - Maladies chroniques chez l'enfant de 8 ans	HSE, Angleterre, 1997-2002, 7 000 enfants	- Changement de la durée de scolarité obligatoire - Grands-parents fument	Non	Pas non plus d'effet causal du revenu
Arendt (05)	- SRH - BMI - Tabac	WECS, Danemark, 1990/95, 3 300	Changement de la durée de scolarité obligatoire	Non	

Auteurs	Mesure de la santé	Source, pays, année, effectif	Instrument	Causalité significative	Remarques
Lleras-Muney (05)	Mortalité sur 10 ans, moyenne d'âge de 50 ans	Census, USA, 1960-80, 800 000	Changement de la durée de scolarité obligatoire	Oui/non	Coefficient en OLS est le même que celui en IV Coefficient non significatif en régression par discontinuité
Auld, Sidhu (05)	Limitations d'activité au travail, entre 36 et 43 ans	NLSY79, USA, 2000, 6 400	- Niveaux d'éducation des parents - Taux de chômage local	Non	Instruments non valides ?
Groot, Maassen van den Brink (07)	- SRH - Maladies chroniques	DSCP, Pays Bas, 1999, 13 500	- Le père a une fonction d'encadrement - Nombre de personnes encadrées - Mère travaille	Oui/non	Pas de causalité pour les femmes, à la limite de la significativité pour les hommes
Kenkel, Lillard, Mathios (06)	- Tabac - BMI entre 34 et 41 ans	NLSY79, USA, 1998, 6 500	5 variables de pol. éducative au niveau État (dépenses, etc.)	Oui/non	Causalité uniquement sur le tabac, pour les hommes, quand l'éducation est mesurée par 'high school complet or not'
Cipollone, Radicchia, Rosolia (06)	Mortalité entre 25 et 35 ans	Census, Italie, 1981, 1981/91	Exemption de service militaire	Oui	

Note : SRH est une mesure de la santé perçue (self-rated health), BMI est l'indice de masse corporelle.

II - Le cadre des régressions par discontinuités

Comme dans toutes les études cherchant à identifier un effet causal, la difficulté méthodologique vient du fait que l'on observe la santé d'un individu ayant un niveau d'éducation donné, mais jamais avec un niveau d'éducation « contrefactuel », qui serait un niveau supérieur ou inférieur à celui qu'il détient. Le chercheur doit donc comparer cet individu à des individus apparemment semblables à l'exception de leur niveau d'éducation, sans pour autant être sûr que les quelques descripteurs attachés à ces individus dans les enquêtes dont il dispose puissent garantir qu'ils sont semblables dans les dimensions qui vont compter pour leur santé. Le travail méthodologique est donc de reconstruire quelles auraient été les trajectoires de vie des individus s'ils avaient eu chacun le diplôme au-dessus ou au-dessous de celui qu'ils détiennent.

Le cadre formel dans lequel nous nous plaçons est celui des régressions par discontinuités. Dans la littérature sur l'évaluation des politiques publiques, cette situation correspond au cas général où la probabilité de suivre un « traitement »⁴ est discontinue en un ou plusieurs points. Si les caractéristiques des personnes suivant le traitement sont continues en ces points, l'existence de ces discontinuités permet d'estimer l'effet causal du traitement ou l'effet moyen du traitement dans le cas où l'on suppose une hétérogénéité de l'effet selon les personnes. Cette ou ces discontinuités peuvent venir de l'existence de non-linéarités dans la décision d'administrer ou pas un traitement. C'est notamment le cas lorsque l'éligibilité au traitement est fonction d'un barème : par exemple, l'aide sociale n'est octroyée que sous un seuil de revenu, l'aide à l'embauche des seniors qu'à partir d'un certain âge. De fait, la plupart des politiques publiques, dès lors qu'elles ciblent une partie de la population ou des entreprises, ont des règles d'éligibilité discontinues en un ou plusieurs points. La discontinuité dans la probabilité de recevoir le traitement peut également être temporelle et venir d'un changement dans les règles d'éligibilité à ce dernier ; ainsi, une approche classique d'évaluation d'une mesure de politique publique repose sur la comparaison de la situation juste avant et juste après la mise en place de la mesure.

La première exploitation de discontinuités dans les probabilités de recevoir un traitement est assez ancienne : elle remonte à 1960 où Thistlewaite et Campbell évaluent l'impact des bourses sur les aspirations en terme de carrière des étudiants. Ils utilisent le fait qu'aux États-Unis les bourses au mérite sont attribuées en fonction des résultats scolaires mais que cette relation n'est pas continue : le montant des bourses octroyées et les résultats scolaires sont reliés par une fonction en escalier. L'idée intuitive sur laquelle repose le travail d'évaluation est que les étudiants ayant des résultats scolaires juste en dessous d'un saut de la fonction en escalier sont comparables à ceux situés juste au-dessus du seuil, seul le montant de bourse perçue les différenciant. Donc, si l'on constate *in fine* une différence dans les aspirations en termes de carrière entre les étudiants juste au-dessus du seuil et ceux juste au-dessous, cette différence pourra être attribuée au montant de la bourse perçue car c'est la seule caractéristique qui distingue ces deux groupes de personnes.

Plus récemment, cette même idée a été utilisée pour évaluer l'impact de la taille des classes sur les performances scolaires des élèves (Angrist et Lavy, 1999) ou estimer la sensibilité des étudiants aux incitations financières dans leur choix pour rejoindre une université américaine donnée (Van Der Klaauw, 1997). Si les applications reposant sur cette idée de discontinuité dans le traitement se sont largement multipliées ces dernières années, l'article définissant proprement le cadre théorique est relativement récent. On l'attribue généralement à Hahn, Todd et Van der Klaauw (2001). Ces derniers précisent notamment quelles sont les conditions minimales d'identification d'un effet causal, et proposent une approche non paramétrique pour estimer les effets.

⁴ Dans la littérature sur l'évaluation, le traitement fait référence à la politique publique dont on veut évaluer l'effet (stage de formation, politique d'accompagnement pour le retour à l'emploi, bourse étudiante, etc.).

Nous exploitons les discontinuités sur le niveau d'éducation créées par deux réformes du système éducatif français, qui modifient successivement l'âge de fin de scolarité obligatoire (voir encadré). La première réforme a porté cette obligation scolaire à 14 ans révolus pour les personnes nées en 1923 et après, alors que les individus nés avant cette date pouvaient quitter l'école dès 13 ans. En 1959, cette durée de scolarisation obligatoire a de nouveau été allongée, de deux ans cette fois-ci : les enfants nés après le 1^{er} janvier 1953 doivent rester dans le système éducatif jusqu'à 16 ans révolus, au lieu de 14 ans précédemment. Nous désignerons ces réformes dans les sections suivantes par le nom du ministre de l'éducation qui les a initiées : respectivement Jean Zay et René Berthoin.

Dans le paragraphe suivant, nous avons choisi de présenter le cadre formel en l'illustrant par la réforme Berthoin qui a l'avantage d'avoir provoqué une rupture dans l'évolution de la durée de scolarité plus nette que la réforme Zay.

La scolarité obligatoire en France

A l'instar de ce qui existe dans la plupart des pays, la scolarisation de tous les enfants sans exception est obligatoire en France. Cette obligation concerne actuellement les enfants ayant entre 6 ans révolus et 16 ans révolus.

Historiquement, Jules Ferry fut le premier en 1882 à rendre la scolarité obligatoire en France ; cela portait alors sur les enfants des deux sexes ayant entre 6 et 13 ans. Puis Jean Zay prolongea en 1936 cette obligation jusqu'à 14 ans révolus. A cette époque, plus de 40% des personnes quittaient le système éducatif à 13 ans ou moins. La première génération à bénéficier de cette augmentation fut celle née en 1923. Enfin, René Berthoin étendit en 1959 cette scolarité obligatoire pour tous les enfants jusqu'à 16 ans révolus. Cette dernière réforme ne fut cependant effective qu'à partir de 1967, afin de laisser le temps nécessaire au système éducatif pour se préparer à accueillir plus longtemps les élèves. La première génération de personnes concernée par la réforme fut donc celle atteignant l'âge de 14 ans en 1967, autrement dit les enfants nés en 1953. Il n'y a pas eu de changement législatif depuis la réforme initiée par Berthoin ; l'âge de fin de scolarité obligatoire est encore aujourd'hui de 16 ans en France.

Les données utilisées portent sur les personnes nées entre 1920 et 1925 d'une part, 1950 et 1955 d'autre part. Dans chacun de ces sous-échantillons, deux régimes législatifs se succèdent : âge de fin de scolarité obligatoire passant de 13 à 14 ans révolus pour les personnes nées après 1923 (réforme Zay), puis de 14 à 16 ans pour celles nées après 1953 (réforme Berthoin).

II.1 Cadre formel

Reprenant la terminologie de Hahn, Todd et Van der Klaauw (2001), notons x_i la variable aléatoire valant 1 si l'individu i a bénéficié du traitement dont on cherche à évaluer l'impact. Dans le cadre d'évaluation de politiques d'aide au retour à l'emploi, le traitement sera le suivi personnalisé ou les stages de la personne au chômage. Dans notre problématique, le traitement sera dans une première approche le fait d'être allé à l'école jusqu'à au moins 16 ans. Notons également y_{0i} et y_{1i} les valeurs de la variable de résultat dans le cas où l'individu suit le traitement (y_{1i}) et dans le cas où il ne le suit pas (y_{0i}). Dans notre cadre, y_{0i} est la santé de l'individu qu'aura l'individu i s'il n'est pas allé à l'école jusqu'à 16 ans et y_{1i} est la santé de l'individu qu'aura l'individu i s'il va à l'école jusqu'à 16 ans. Pour chaque individu i , l'effet du traitement vaudra $y_{1i} - y_{0i}$. Une de ces variables n'est pas observée : on observe l'individu soit dans la situation où il a suivi des études jusqu'à 16 ans, soit dans la situation inverse, mais jamais les deux conjointement.

Notons enfin y_i la variable observée ; on peut alors écrire :

$$y_i = \alpha_i + \beta_i \cdot x_i \text{ où } \alpha_i = y_{0i} \text{ et } \beta_i = y_{1i} - y_{0i}.$$

L'effet du traitement est résumé dans le paramètre β_i , éventuellement constant selon les individus (on le note dans ce cas β).

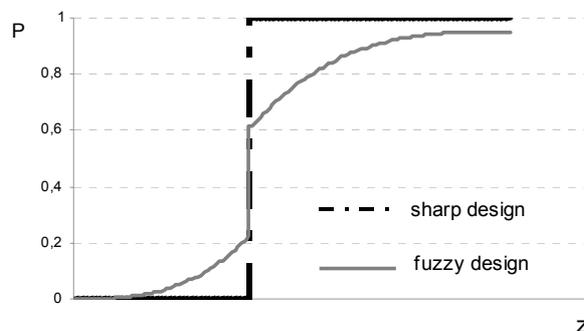
Supposons maintenant que la variable de traitement x soit fonction d'une variable continue z . Dans l'exemple cité plus haut de Thislewaite et Campbell (1960), la variable z représentait les résultats scolaires. **On est dans un cadre de régressions par discontinuités s'il existe z_0 tel que :**

$$(H_{RD}) \quad \lim_{z \rightarrow z_0^-} E(x_i / z_i = z) \neq \lim_{z \rightarrow z_0^+} E(x_i / z_i = z)$$

En d'autres termes, si le fait d'être traité est fonction d'une variable aléatoire z , il faut qu'il y ait une rupture dans la probabilité d'être traité en au moins un point z_0 .

La littérature sur les régressions par discontinuités distingue deux types de discontinuités : celles entrant dans le cadre du « sharp design » et celles entrant dans le cadre du « fuzzy design » (voir graphique 1). On est dans le cadre d'un « sharp design » quand le fait d'être traité ou non dépend *non stochastiquement* de variables z_i . En d'autres termes, si à partir des caractéristiques observables z_i , on peut prédire avec certitude si l'individu va être traité ou non. C'est notamment le cas lorsque l'éligibilité au traitement est automatique, par exemple fonction d'un barème. Il en est ainsi pour le droit à des prestations sous condition de revenu. On est aussi dans ce cas lorsque z_0 est la date d'entrée en vigueur de la politique économique. A l'inverse, on est dans le cadre de « fuzzy design » si en plus de variables observables, la probabilité d'être traité dépend aussi de variables inobservables. Ce cas est relativement différent du précédent car il existe des personnes « traitées » et « non traitées » avant et après le point de discontinuité. Des problèmes de sélection des personnes en fonction du gain qu'elles attendent du traitement existent alors. Dans le cas d'un « sharp design », si les personnes n'ont pas la possibilité de manipuler leur situation par rapport au point de discontinuité, il n'y a pas de problème de sélection endogène. En revanche, prenons l'exemple où le traitement est l'octroi d'une bourse et que cet octroi soit conditionné par les résultats scolaires de l'individu. Il est possible que les individus les plus sensibles aux incitations monétaires fournissent un effort particulier pour avoir de bons résultats, et que la population qui reçoit une bourse soit donc différente de celle qui se situe juste en deçà du seuil. Si les personnes les plus motivées pour faire des études sont aussi celles qui vont faire un effort particulier pour obtenir la bourse scolaire, la comparaison des résultats scolaires des gens avec ou sans bourse reflètera pour partie des écarts de motivation (et non uniquement l'effet de la bourse).

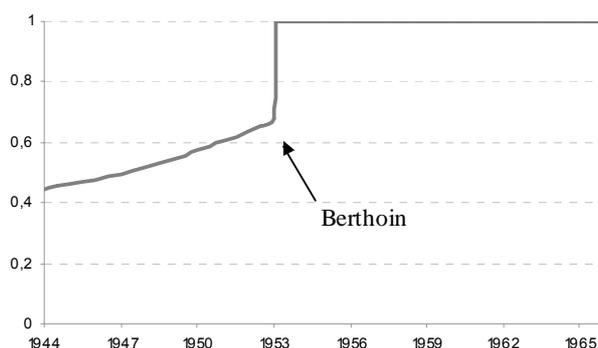
Graphique 1 : probabilités d'être traité en situation de « sharp design » et en situation de « fuzzy design »



Dans notre problématique, suivre le traitement consiste à aller à l'école jusqu'à 16 ans et la variable z_i est la génération à laquelle appartient l'individu i . La probabilité d'être

traité est croissante avec la génération de naissance : les individus des générations les plus récentes ont eu tendance à faire plus d'études que ceux des générations les plus anciennes. La réforme Berthoin, en fixant l'âge minimal de scolarité à 16 ans a théoriquement créé une discontinuité telle que figurée dans le graphique 2 : pour les générations antérieures à la réforme, la probabilité d'aller à l'école jusqu'à 16 ans est croissante avec la génération, traduisant la hausse du niveau d'instruction au cours du siècle. A partir du moment où la législation Berthoin entre en vigueur (génération 1953), tous les enfants vont en théorie à l'école jusqu'à au moins 16 ans⁵. Nous sommes donc en présence d'un fuzzy design.

Graphique 2 : probabilité théorique d'aller à l'école jusqu'à 16 ans avant et après la réforme Berthoin



II.1.1 Conditions d'identification

Cas où l'on suppose l'effet du traitement constant

Les conditions minimales d'identification d'un effet causal du traitement sont différentes selon que l'on suppose cet effet constant ou non. Dans le cas où l'on suppose que l'effet du traitement (β_i) est constant dans la population, la seule condition pour identifier l'effet causal du traitement est l'hypothèse de continuité (H_1) :

$$(H_1) : E(\alpha_i / z_i = z) \text{ est continue en } z_0$$

Concrètement, il faut supposer que s'il n'y avait pas eu la réforme Berthoin, les premiers individus concernés par la réforme Berthoin (ceux nés début 1953) auraient eu la même santé à 50 ans que les derniers individus non concernés par Berthoin (ceux nés fin 1952). Une autre façon de formaliser cette hypothèse est d'écrire $y_i = f(X_i, u_i, x_i)$ où y_i , l'état de santé observé, est fonction d'observables X_i , d'inobservables u_i et du fait d'avoir été ou non à l'école jusqu'à 16 ans, x_i . L'hypothèse (H_1) revient à supposer que la distribution des (X_i, u_i) est identique pour les personnes en $z_0 - \varepsilon$ et pour les personnes en $z_0 + \varepsilon$.

Sous les seules hypothèses (H_{RD}) et (H_1), on a :

$$\beta = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-}$$

⁵ En pratique, certains élèves quittaient cependant le système scolaire avant d'avoir atteint l'âge minimal de fin de scolarité obligatoire. Se reporter à la partie III pour plus de détails.

$$\text{où } y^+ = \lim_{z \rightarrow z_0^+} E(y_i / z_i = z), \quad y^- = \lim_{z \rightarrow z_0^-} E(y_i / z_i = z),$$

$$x^+ = \lim_{z \rightarrow z_0^+} E(x_i / z_i = z), \quad x^- = \lim_{z \rightarrow z_0^-} E(x_i / z_i = z)$$

L'effet du traitement est égal à la différence de santé moyenne des populations situées juste de part et d'autre de z_0 , divisée par la différence du taux de participation au traitement entre ces deux populations. Dans le cas particulier où $x^+ - x^- = 1$ (cadre sharp), cet effet du traitement est simplement la différence de santé entre les personnes juste au-dessus de z_0 (les traitées) et celle juste en dessous (les non-traitées).

L'estimation de l'effet du traitement se fait à partir de la même formule que l'estimateur de Wald utilisé dans le cas où z_i est une variable instrumentale (modèle causal de Rubin). **Ici, contrairement au cadre classique sur les variables instrumentales, l'identification ne repose que sur l'hypothèse de continuité et il n'est pas nécessaire que z_i soit orthogonal à y_{0i} et y_{1i} pour que l'estimateur estime sans biais l'effet du traitement.**

Cas où l'on suppose l'effet du traitement hétérogène dans la population

Dans le cas où l'on ne suppose plus que l'effet du traitement est constant parmi les individus, on peut identifier un effet causal du traitement quand les hypothèses (H_2) et (H_{IC}) sont vérifiées, avec:

$$(H_2) : E(\beta_i / z_i = z) \text{ est une fonction de } z \text{ continue en } z_0$$

$$(H_{IC}) : x_i \perp \beta_i \text{ conditionnellement à } z_i \text{ au voisinage de } z_0$$

L'hypothèse (H_2) signifie que le gain moyen de santé de la génération 1952 dû au traitement est le même que celui de la génération 1953. (H_{IC}) implique que les individus ne choisissent pas la durée de leurs études en fonction du gain en terme de santé qu'ils pensent en retirer.

Sous (H_{RD}), (H_1), (H_2) et (H_{IC}), on a :

$$E(\beta_i / z_i = z_0) = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-}$$

En d'autres termes, on peut estimer l'effet moyen du traitement pour les personnes se trouvant au point de discontinuité.

La validité des hypothèses (H_1) et (H_2) est généralement facile à argumenter. En revanche, l'hypothèse (H_{IC}), appelée « local independence condition » dans la littérature académique, est une hypothèse forte. Elle est plus facile à justifier dans le cas où on est en présence d'une discontinuité « sharp », c'est-à-dire dans le cas où tous les individus sous le seuil ne sont pas traités, et où tous les individus au-dessus du seuil le sont. Dans ce cas, l'hypothèse (H_{IC}) est remplie à la condition que les individus ne puissent pas manipuler leur z_i de manière à se positionner en amont ou en aval du seuil, selon le gain qu'ils espèrent tirer de chacune de ces situations. Dans la situation d'un « fuzzy design », il y a des individus traités et non traités de chaque côté du seuil z_0 ; la condition de discontinuité requérant seulement qu'il y un saut de probabilité au niveau du seuil. Dans ce cas, les personnes traitées en amont et en aval du seuil ont toutes les chances de ne pas être quelconques: on pourra généralement supposer qu'elles se seront sélectionnées (sur inobservables) en

fonction du gain qu'elles attendent du traitement, ce qui constitue généralement la source d'endogénéité.

Dans notre problématique, il est peu probable que les individus décident de prolonger leurs études au-delà de 16 ans en fonction du bénéfice qu'ils en attendent pour leur santé, ce bénéfice (s'il existe) étant relativement difficile à anticiper. En revanche, il est moins improbable que les individus décident de la durée de leur scolarité en fonction du bénéfice salarial qu'ils anticipent. Si le lien entre éducation et santé est un effet revenu, un tel comportement induirait une violation de l'hypothèse d'indépendance (H_{IC}).

On peut cependant remplacer l'hypothèse d'indépendance locale par une hypothèse moins forte de monotonie locale, qui nous rapproche des conditions d'identification dans le modèle causal de Rubin :

(H_3) (i) : $(\beta_i, x_i(z))$ sont indépendants de z_i au voisinage de z_0

(H_3) (ii) : $\exists \varepsilon > 0$ tel que $\forall e \in [0; \varepsilon], x_i(z_0 + e) \geq x_i(z_0 - e)$

Alors que (H_{IC}) implique que les individus ne choisissent pas de poursuivre leurs études en fonction du gain qu'ils espèrent en retirer, la condition (H_3) (i) est plus faible et signifie qu'une personne connaissant le gain β qu'elle a à poursuivre ses études prendra la même décision x si elle est née en 1952 ou si elle est née en 1953 en l'absence de réforme Berthoin. Une sélection dans le traitement est donc possible, il faut uniquement qu'elle s'opère dans les mêmes conditions pour les générations 1952 et 1953. L'hypothèse (H_3) (ii) revient à supposer qu'aucune personne n'a décidé d'arrêter ses études avant 16 ans avec la scolarité obligatoire à 16 ans alors que cette même personne aurait fait des études jusqu'à 16 ans avec la scolarité obligatoire fixée à 14 ans. En d'autres termes, il ne faut pas que l'allongement de la scolarité obligatoire n'ait incité des personnes à écourter leurs études en deçà de 16 ans.

Sous (H_{RD}), (H_1) et (H_3), on a :

$$\lim_{e \rightarrow 0^+} E(\beta_i / x_i(z_0 + e) - x_i(z_0 - e) = 1) = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-}$$

Il est donc possible d'estimer l'effet moyen du traitement pour le sous-groupe des personnes qui changent de statut vis-à-vis du traitement avec z_0 . C'est le sous-groupe des « compliers » d'Angrist Imbens et Rubin (1996). Dans notre application, il s'agit des personnes qui avec un âge légal de fin de scolarité à 14 ans, arrêtent leurs études avant 16 ans et qui, avec un âge légal passé à 16 ans, continuent leurs études jusqu'à au moins 16 ans. Les « compliers » sont donc les personnes qui se trouvent à la marge des individus quittant l'école avant 16 ans sous le régime Zay, et qui choisissent de prolonger leurs études au-delà de 16 ans du fait de la réforme Berthoin, autrement dit les personnes que la réforme Berthoin a incité à suivre le traitement. D'un point de vue de politique publique, il s'agit de l'ensemble d'individus pertinent sur lequel évaluer l'impact de la réforme.

II.1.2 Quelle définition du traitement ?

Par souci de simplicité, dans la plupart des études d'évaluation, la participation au traitement est une variable binaire indiquant si l'individu a bénéficié, ou pas, du traitement. Ce formalisme est naturel lorsque le traitement est homogène pour l'ensemble des individus, comme l'octroi d'une bourse de montant unique pour les étudiants ou le suivi d'une formation standardisée pour les personnes en recherche d'emploi. Ce formalisme est aussi parfois retenu dans le cas où l'intensité du

traitement peut varier d'un individu à l'autre. Ainsi, dans la littérature abondante sur le rendement salarial des études, certains auteurs calculent le rendement des diplômes du supérieur ou des études secondaires en supposant que tous les parcours universitaires ont le même rendement (Rosen Willis 1979). De même, l'impact sanitaire de la tabagie sur la santé est souvent calculé sans tenir compte du fait que les conséquences dépendent probablement du nombre de cigarettes fumées. D'autres auteurs adoptent un formalisme différent en y incluant un traitement dont l'intensité peut varier (Angrist Imbens 1995, Van Der Klaauw 1997).

Dans notre problématique, une première possibilité est de retenir comme variable de traitement le fait d'aller à l'école jusqu'à au moins 16 ans. La variable de traitement sépare alors la population en deux groupes : ceux ayant interrompu leurs études avant 16 ans, et ceux les ayant continuées après 15 ans. La discontinuité dans la probabilité de suivre le traitement provoquée par l'application de la réforme Berthoin est particulièrement nette. Le sens à donner au coefficient obtenu l'est en revanche beaucoup moins : on obtient le bénéfice en terme de santé à avoir été à l'école jusqu'à au moins 16 ans. L'évaluation est relativement imprécise car on ne peut pas savoir alors ce qui a été déterminant dans ce résultat : l'apport en terme de santé de chaque année d'études est-il homogène ou y-a-t-il des années scolaires qui sont plus rentables (déterminantes) que d'autres ? Fondamentalement, si l'approche avec un traitement binaire a le mérite de bien correspondre au cadre usuel de la littérature académique sur l'évaluation, elle a le défaut de ne pas fournir un estimateur que l'on peut interpréter facilement. Il importe de savoir ce que chaque année d'étude « rapporte » en terme de santé, ce bénéfice étant éventuellement variable d'une année à l'autre. L'estimation avec un traitement binaire ne permet pas de répondre à cette question.

Dans un article de 1995, Angrist et Imbens montrent que lorsque l'on veut estimer l'effet d'un traitement d'une intensité variable et que l'on spécifie la participation à ce traitement par une indicatrice $1_{x \geq l}$ (avoir ou pas un traitement d'intensité supérieure à l), le rendement donné par l'estimateur de Wald surestime le rendement d'une unité de traitement.

Plus formellement, reprenons les notations précédentes :

- x_i est le niveau d'éducation de l'individu i en nombre d'années, $x_i \in \{0, 1, \dots, J\}$
- $z_i \in \{0, 1\}$ est l'indicatrice disant si on est né dans une génération post Berthoin ($z_i = 1$) ou pas
- y_i est la mesure de l'état de santé.

On se place dans les hypothèses (H_{AI}) où :

- la santé de chaque individu ne dépend que de son niveau d'éducation et pas de celui des autres (hypothèse dite SUTVA dans le cadre d'Angrist et Imbens)
- $y_i(x_i, z_i) = y_i(x_i)$ (hypothèse d'exclusion)
- $\forall i, x_i(z_i = 1) \geq x_i(z_i = 0)$ et $\exists i_0, x_{i_0}(z_{i_0} = 1) > x_{i_0}(z_{i_0} = 0)$ (hypothèse de monotonie)
- z_i est aléatoire

On a alors (voir Angrist et Imbens (1995) pour la démonstration) :

$$\frac{E(y_i / z_i = 1) - E(y_i / z_i = 0)}{E(x_i / z_i = 1) - E(x_i / z_i = 0)} = \sum_{j=1}^J w_j E(y_i(x_i=j) - y_i(x_i=j-1) / x_i(z=1) \geq j > x_i(z=0)) = \beta$$

avec :

$$w_j = \frac{P(x_i(z=1) \geq j > x_i(z=0))}{\sum_{k=1}^J P(x_i(z=1) \geq k > x_i(z=0))}$$

Replacé dans notre cadre, les personnes vérifiant $x_i(z=1) \geq j > x_i(z=0)$ sont celles qui ont accompli une $j^{\text{ième}}$ année d'études suite à l'application de la réforme Berthoin. La formule précédente signifie donc que l'estimateur de Wald identifie un rendement moyen de chaque année d'études supplémentaire pour les personnes qui ont été amenées à continuer leurs études du fait de l'application de la réforme Berthoin.

Si on utilise au contraire comme mesure de l'éducation une indicatrice indiquant si la personne a, ou non, été à l'école jusqu'à un âge donné, on surestime le rendement des études sur la santé. Plus précisément, en notant x^* cette nouvelle mesure de traitement ($x_i^* = 1_{x \geq l}$), l'estimateur de Wald estime :

$$\frac{E(y_i / z_i = 1) - E(y_i / z_i = 0)}{E(x_i^* / z_i = 1) - E(x_i^* / z_i = 0)} = \phi \beta$$

$$\text{avec } \phi = \frac{E(x_i / z_i = 1) - E(x_i / z_i = 0)}{E(x_i^* / z_i = 1) - E(x_i^* / z_i = 0)} \geq 1.$$

Les deux rendements ne sont égaux ($\phi=1$) que si le seul effet de la réforme Berthoin est d'inciter certaines personnes qui auraient spontanément arrêté leurs études à 15 ans à les prolonger une année (et une seule) de plus. Dans le cas contraire (si par exemple des personnes souhaitent quitter l'école le plus tôt possible et sont donc restées deux années supplémentaires à l'école suite à la réforme Berthoin) le rendement estimé avec une indicatrice sur la durée des études surestime le rendement d'une année d'études.

Dans le cas de la réforme Zay, la différence d'interprétation entre un traitement binaire et un traitement d'intensité variable est moins nette, puisque l'âge de fin d'études a été augmenté d'une année seulement. Il est en effet probable que la majorité des personnes qui ont changé de comportement du fait de la réforme ont décalé de 13 à 14 ans l'âge auquel elles ont quitté le système scolaire. Une estimation avec un traitement binaire donnera donc des résultats similaires à celle réalisée avec une intensité dans le traitement.

II.2 Stratégies d'estimation

La démarche empirique présentée ci-dessous s'applique aussi bien au cas de la réforme Zay qu'à celui de la réforme Berthoin. Là encore, nous privilégions les notations correspondant à la réforme Berthoin, sachant que le formalisme se transpose facilement pour la réforme Zay.

II.2.1 Approche non paramétrique

Pour chaque individu i appartenant à l'échantillon sont disponibles une mesure de son état de santé, notée y_i , et l'âge x_i auquel il a quitté le système scolaire. Cette variable x_i représente l'intensité du traitement, avec l'idée que chaque année d'études supplémentaire peut avoir un effet marginal sur la santé des individus. La réforme Berthoin a amené une partie de la population à prolonger sa scolarité, de manière différenciée selon les individus. Certaines personnes ont pu être incitées à prolonger leur scolarité d'une année⁶, de deux ans, voire plus. Une approche avec un traitement dichotomique permet certes d'évaluer l'impact de la réforme Berthoin sur la santé, mais ne permet pas d'évaluer le rendement d'une année d'études (voir supra). Il faut se mettre dans le cadre d'un traitement avec intensité variable pour avoir ce rendement.

La démarche présentée à la section précédente dans le cas d'un traitement binaire s'adapte facilement au cas d'un traitement d'intensité variable. La variable de traitement x_i est l'âge de fin d'études, l'effet du traitement β_i est le rendement d'une année d'études sur la santé.

Dans le cas où l'on suppose que l'effet du traitement (β_i) est constant dans la population et que chaque année d'éducation apporte le même gain en terme de santé, l'estimateur de Wald

$$\beta_W = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-}$$

identifie l'effet du traitement, sous les hypothèses (H_{RD}) et (H_I).

Si l'on autorise l'effet du traitement à être hétérogène parmi les individus et à varier avec x , l'estimateur de Wald précédent est un estimateur sans biais de

$$\sum_{j=1}^J w_j E(y_i(x_i=j) - y_i(x_i=j-1) / x_i(z=1) \geq j > x_i(z=0))$$

sous le jeu d'hypothèses (H_{AI}). Il s'interprète alors comme l'effet moyen du traitement parmi les personnes que la réforme Berthoin a conduit à prolonger leurs études d'au moins une année.

Les contreparties empiriques des quatre limites du quotient précédent doivent être estimées en restreignant l'échantillon aux personnes situées juste de part et d'autre de la discontinuité z_0 . La réforme Berthoin ayant été mise en application pour les individus nés après le 1^{er} janvier 1953, il faudrait idéalement ne conserver que les personnes nées en décembre 1952 et les comparer à celles nées en janvier 1953 pour l'estimation. La variable z dont nous disposons représente l'année de naissance des individus⁷, et est donc une variable discrète. En tenant compte de cela, la manière la plus fine de calculer les limites à gauche et à droite de $z_0=1953$ est de ne considérer uniquement les personnes nées en 1952 (resp. 1953) pour estimer y^- et x^- (resp. y^+ et x^+). L'estimateur de Wald s'écrit alors

$$\hat{\beta}_W = \frac{\hat{E}(y | z = 1953) - \hat{E}(y | z = 1952)}{\hat{E}(x | z = 1953) - \hat{E}(x | z = 1952)}$$

⁶ Pas uniquement pour passer de 15 à 16 ans, cela a pu être par exemple de 14 à 15 ans ou de 16 à 17 ans.

⁷ Nous disposons en réalité de la date de naissance exacte pour tous les individus. Mais, par construction de l'Échantillon Démographique Permanent sur lequel nous avons effectué nos estimations, ceux-ci sont tous nés l'un des quatre premiers jours d'octobre de l'année considérée, l'utilisation du mois et du jour de naissance n'est donc pas pertinente.

Nous proposons aussi deux estimateurs de Wald similaires, en élargissant légèrement la taille de la fenêtre de part et d'autre de 1953 : les limites à gauche sont calculées sur les générations nées en 1951 et 1952 (resp. 1950, 1951 et 1952), tandis que celles de droite sont calculées sur les années 1953 et 1954 (resp. 1953, 1954 et 1955).

II.2.2 Approche paramétrique

La stratégie non paramétrique présentée ci-dessus nous oblige à nous limiter à une petite partie de l'échantillon pour l'estimation de l'effet du traitement. Il se peut alors que ce sous-échantillon soit de trop petite taille pour mettre en évidence un effet significatif. Il est cependant possible d'utiliser l'information contenue dans un ensemble plus vaste de l'échantillon pour estimer l'effet du traitement.

Pour voir cela, revenons à une approche semi-paramétrique plus classique :

$$\begin{cases} y_i^* = \alpha + \beta x_i + u_i \\ y_i = 1_{y_i^* \geq 0} \end{cases}$$

où $\alpha = E(\alpha_i)$ et $u_i = \alpha_i - \alpha$ est un terme d'erreur inobservé d'espérance nulle. La mesure de santé utilisée - survie à un âge donné y_i - résulte de l'observation imparfaite d'une variable latente de santé y_i^* .

Une estimation de ce modèle dichotomique conduira généralement à un estimateur de β biaisé, car x_i et le résidu u_i sont corrélés. Cette corrélation peut provenir de deux sources. D'une part une variable omise (observable) peut être corrélée à la fois à x_i et y_i . Ainsi l'année de naissance z_i est corrélée positivement à x_i , comme le montrent les graphiques 5 ou 7. Concernant l'état de santé, un « effet génération » n'est pas à exclure : grâce aux progrès de la médecine, à une meilleure hygiène ou encore à une meilleure prévention, les personnes âgées de 50 ans qui sont nées en 1950 sont certainement en moyenne en meilleure santé que ne l'étaient à 50 ans des gens nés 10 ou 20 ans auparavant. Dans ce cas u_i et x_i seront corrélés à l'année de naissance, et donc seront corrélés entre eux.

La corrélation entre x_i et u_i peut aussi venir de variables inobservées. Les individus ayant un faible taux de préférence pour le présent choisiront en effet de faire des études longues parce qu'ils sont sensibles aux gains futurs que cela amènera (en terme de salaire, santé, confort de vie, etc.), et adopteront simultanément un comportement sain en terme d'hygiène de vie de manière à préserver leur capital santé. Là encore, cela se traduit empiriquement par une corrélation entre x_i et u_i . Chacune des deux sources de biais va être spécifiquement contrôlée, permettant une estimation convergente de β .

Ignorons dans un premier temps la corrélation due à des facteurs inobservables, et supposons que nous nous trouvons dans le cas d'un sharp design ; x_i est alors une fonction déterministe de z_i , du type

$$x_i = 1_{\{z_i > z_0\}}$$

Dans ce cas, l'intensité du traitement ne dépend que de z_i et la seule source de corrélation possible entre x_i et u_i provient de la présence de la variable omise z_i qui est corrélée à la fois à x_i et à u_i .

Il est toujours possible d'écrire u_i sous la forme

$$u_i = E(u_i | z_i) + w_i = k(z_i) + w_i$$

où par construction w_i est orthogonal à z_i , d'espérance nulle. k est une fonction de z_i continue en z_0 d'après l'hypothèse (H_1). A condition de spécifier correctement la forme fonctionnelle de k , une estimation par maximum de vraisemblance du modèle

$$\begin{cases} y_i^* = \alpha + \beta x_i + k(z_i) + w_i \\ y_i = 1_{y_i^* \geq 0} \end{cases} \quad (1)$$

fournit alors une estimation convergente de β (Heckman et Robb, 1985). Dans le cas où une variable observable omise est la seule source d'endogénéité, cette procédure permet donc d'identifier l'effet du traitement en explicitant la forme de la dépendance entre la variable omise z_i et la santé y_i .

N'ayant qu'une fenêtre de trois générations de part et d'autre de la discontinuité, nous retenons pour $k(z)$ une spécification linéaire.

Plaçons nous maintenant dans un cadre fuzzy, qui décrit mieux les interactions entre état de santé et niveau d'éducation : l'âge de fin d'études est certes conditionné par l'année de naissance, mais il dépend aussi de caractéristiques inobservables propres à chaque individu. Dans ce cas, le modèle dichotomique présenté ci-dessus fournit une estimation biaisée de β car x_i et w_i sont corrélés.

Formellement, l'âge de fin d'études s'écrit de la manière suivante :

$$x_i = E(x_i | z_i) + e_i$$

e_i représente la partie non observée du processus de sélection de la durée de la scolarité. Dans notre cas, les problèmes d'endogénéité viennent du fait que e_i n'est pas indépendant de w_i : des paramètres individuels inobservables ont un impact à la fois sur le choix de l'âge de fin d'études (à travers e_i) et sur la santé (à travers w_i). $E(x_i | z_i)$ représente quant à lui l'âge de fin d'études moyen pour une personne née l'année z_i , et ne contient plus cette hétérogénéité inobservée. Cette écriture de x_i suggère de remplacer x_i par $E(x_i | z_i)$ dans l'équation (1) afin de pouvoir estimer de manière convergente l'effet du traitement β . Une stratégie d'estimation en deux étapes est alors nécessaire.

Dans un premier temps, l'estimation se fait en spécifiant la forme fonctionnelle de $E(x_i | z_i)$, fonction de z_i . En tenant compte de la discontinuité de $E(x_i | z_i)$ en $z_0=1953$, cela s'écrit :

$$E(x_i | z_i) = f(z_i) + \delta \cdot 1_{\{z_i \geq z_0\}}$$

f est une fonction continue en z_0 , et δ mesure l'amplitude de la discontinuité dans le niveau d'études due à la réforme Berthoin. De même que pour k , il faut décider a priori de la forme de f . Là encore, nous avons porté notre choix sur une fonction linéaire. Cependant, en plus du choc sur les premières générations post-Berthoin, cette réforme a pu avoir un impact de long terme en influant les choix d'éducation bien au-delà de 1953. Ainsi la théorie du « signaling » prédit que les individus qui choisissaient auparavant de prolonger leurs études jusqu'à 16 ans pour se démarquer à l'entrée sur le marché du travail de ceux quittant l'école dès 14 ans vont devoir adapter leur comportement à la nouvelle législation et prolonger leurs études jusqu'à 17 ou 18 ans pour envoyer un signal similaire. Il est donc pertinent d'autoriser un degré de liberté supplémentaire dans la spécification de f , reflétant ce type d'effet

⁸ Dans le cas général, il est aussi possible d'estimer f non paramétriquement. Mais z est ici une variable discrète et prend peu de valeurs, ce qui rend préférable une spécification a priori.

d'équilibre général : f est ainsi continue par morceaux, linéaire sur chaque morceau $\{z \leq z_0\}$ et $\{z \geq z_0\}$ ⁹.

La deuxième étape de l'estimation consiste à utiliser comme variable explicative la valeur prédite lors de la première étape pour estimer l'équation

$$\begin{cases} y_i^* = \alpha + \beta \hat{E}(x_i | z_i) + k(z_i) + v_i \\ y_i = 1_{y_i^* \geq 0} \end{cases}$$

avec $v_i = \beta [x_i - \hat{E}(x_i | z_i)] + w_i$.

Le coefficient β identifie alors l'effet du traitement.

⁹ Dans le cas particulier où f aurait eu exactement la même forme que k , la démarche que nous proposons est formellement identique à une régression de l'état de santé sur deux variables explicatives (année de naissance et âge de fin d'études), en utilisant la réforme Berthoin comme instrument pour traiter le problème d'endogénéité de l'âge de fin d'études.

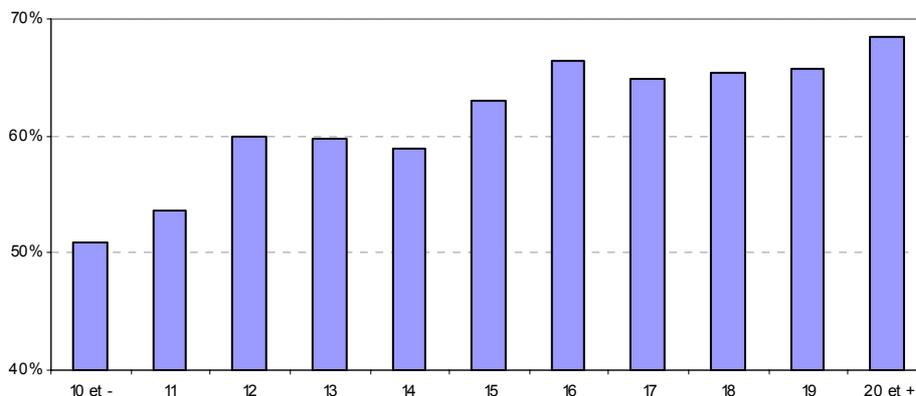
III - Présentation des données

Le travail empirique s'appuie sur l'Échantillon Démographique Permanent (EDP). L'EDP contient des informations sur un échantillon représentatif de la population française, à l'échelle d'un centième. Il a été construit à partir du recensement de la population française en 1968, en ne conservant que les personnes nées l'un des quatre premiers jours d'octobre de chaque année. Au fil des années, les naissances qui ont lieu ces quatre jours de référence viennent grossir l'échantillon. Pour ces individus, les bulletins de recensement ultérieurs et les bulletins d'état civil correspondant à un événement démographique majeur les concernant (naissance, mariage, décès, naissance d'enfants, etc.) sont collectés. En 2006, chaque personne présente dans l'EDP a donc un bulletin de recensement pour les années 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999, ainsi que des bulletins d'état civil depuis sa naissance jusqu'en 2004. Les recensements contiennent des informations sur le parcours scolaire des individus, notamment sur leur âge de fin d'études.

La santé est abordée sous l'angle de la mortalité. Nous construisons des indicateurs de survie à un âge donné. Le fait que l'EDP soit un panel permet de construire une mesure de santé à âge constant. La plupart des études qui s'appuient sur des données en coupe et qui utilisent des réformes d'allongement de la scolarité sont gênées par le fait que la santé des personnes avant et après réforme n'est pas mesurée à âge constant ; les générations en moyenne les moins diplômées sont aussi plus âgées : le niveau d'éducation et l'âge interviennent simultanément dans les variations de santé. Les auteurs de ces études contrôlent certes de l'effet de l'âge ; cependant si la spécification retenue n'est la bonne (si par exemple l'âge n'a pas un effet linéaire mais un effet quadratique), l'estimation sera biaisée.

Les taux de survie, même calculés à âge constant sont toutefois tronqués à gauche. En effet, l'EDP est constitué de personnes vivantes en 1968. Un individu né dans les 4 premiers jours d'octobre 1952 et décédé en 1965 n'y figure donc pas. Pour les personnes nées en 1952, toutes les personnes encore en vie à 16 ans sont échantillonnées alors que pour les personnes nées en 1953, ce sont les personnes encore en vie à 15 ans qui sont présentes. Pour avoir des taux de survie comparables pour toutes les générations, nous homogénéisons la troncature à gauche pour les personnes concernées par la réforme Berthoin, et répétons cette opération pour celles contemporaines de la réforme Zay.

Graphique 3 : taux de survie à 79 ans en fonction de l'âge de fin d'études, réforme Zay

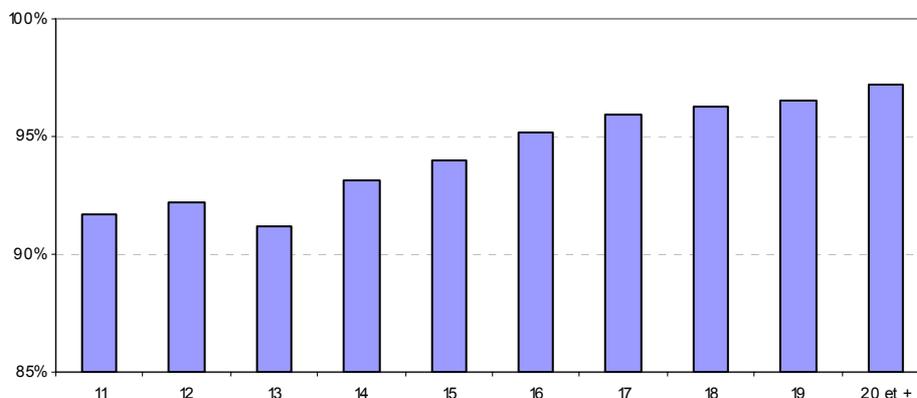


Champ: personnes nées entre 1920 et 1925, encore vivantes à 48 ans. N= 35 461 personnes.

La corrélation entre l'âge de fin d'études et la survie à un âge donné est illustrée par les graphiques 3 et 4. Ces deux graphiques portent sur les personnes contemporaines des réformes Zay et Berthoin. A 49 comme à 79 ans, la probabilité d'être encore en

vie est croissante avec l'âge de fin d'études. Une plus grande variabilité des taux de survie est observée à 79 ans, et les taux de survie à 49 ans sont proches de 100% quels que soient les âges de fin d'études.

Graphique 4 : taux de survie à 49 ans en fonction de l'âge de fin d'études, réforme Berthoin



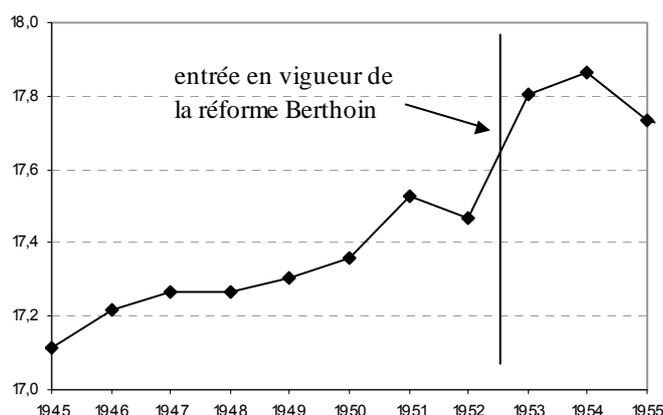
Champ: personnes nées entre 1950 et 1955, encore vivantes à 18 ans. N= 45 441 personnes.

Les discontinuités en 1923 et 1953

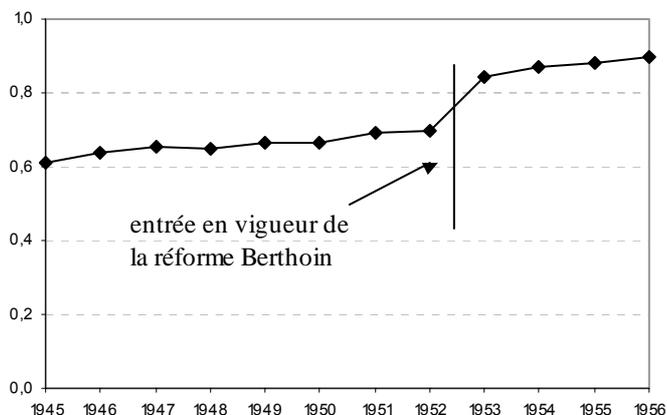
Regardons maintenant l'impact qu'ont eu les réformes Zay et Berthoin sur l'âge de fin d'études. Indépendamment de ces changements législatifs, cet âge moyen est en augmentation régulière à l'échelle du siècle, reflétant ainsi l'amélioration progressive du niveau d'instruction de la population : l'augmentation moyenne entre 1920 et 1960 est d'environ un mois de plus tous les ans.

Les graphiques 5 et 7 présentent l'évolution de l'âge moyen de fin d'études en fonction de l'année de naissance pour les deux réformes. Les dates d'entrée en vigueur des réformes Zay et Berthoin sont matérialisées par un trait vertical.

Graphique 5 : âge moyen de fin d'études selon les générations, réforme Berthoin

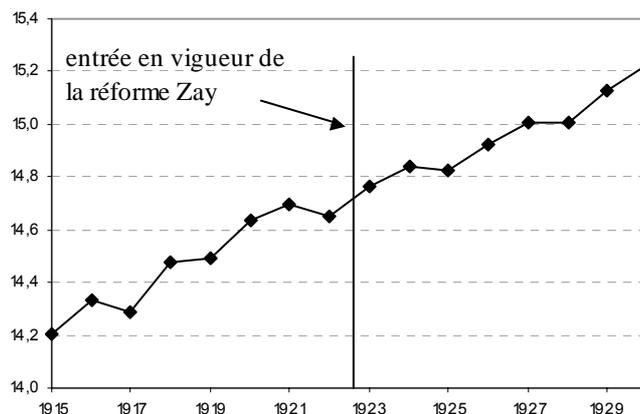


Graphique 6 : part d'une génération restant à l'école jusqu'à au moins 16 ans, réforme Berthoin

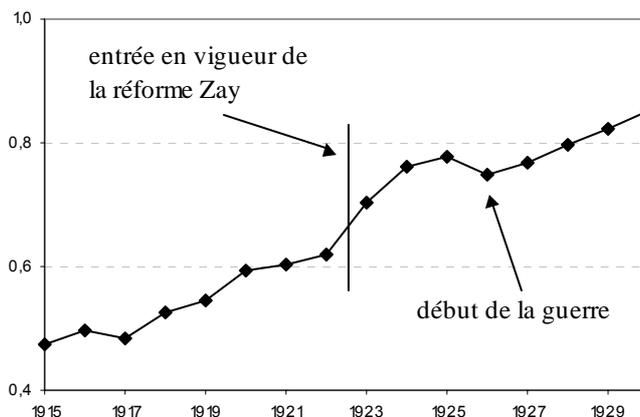


Une rupture est observable en 1953 (graphique 5): l'âge moyen de fin d'études augmente brutalement de près de 4 mois entre 1952 et 1953. Cela provient de l'application de la réforme Berthoin, qui a augmenté l'âge légal de fin de scolarité obligatoire en le faisant passer de 14 à 16 ans révolus, celle-ci étant valable pour les personnes nées après le 1^{er} janvier 1953. En théorie, la totalité des personnes nées en 1953 et après devraient donc avoir quitté l'école à 16 ans au plus tôt. Ce n'est pas ce que nous constatons dans les données. La proportion de gens qui ont quitté le système scolaire à 16 ans ou plus, en fonction de leur année de naissance, croît nettement entre les générations 1952 et 1953 (voir graphique 6). Il reste cependant encore 15% des individus qui arrêtent leurs études avant 16 ans en 1953, cette proportion se réduisant significativement dans les années qui suivent. La réforme Berthoin, qui en théorie devait s'appliquer à tous sans exception, n'a donc en pratique pas été totalement effective. Cela ne compromet cependant pas la stratégie d'estimation des rendements de l'éducation, puisqu'il suffit qu'une discontinuité dans l'âge de fin d'études existe pour pouvoir identifier l'effet de la réforme.

Graphique 7 : âge moyen de fin d'études selon les générations, réforme Zay



Graphique 8 : part d'une génération restant à l'école jusqu'à au moins 14 ans, réforme Zay

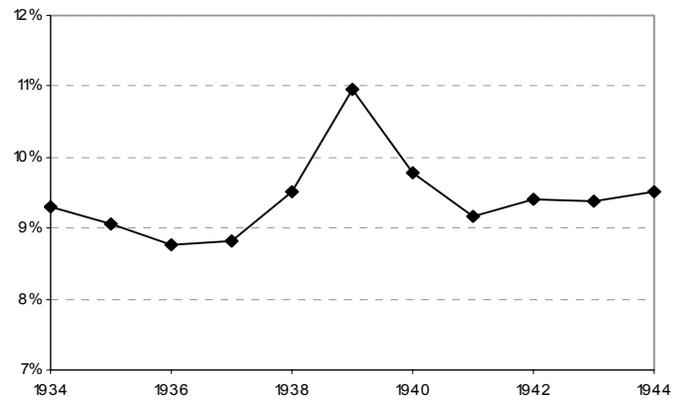


La rupture consécutive à la réforme Zay est moins marquée (graphiques 7 et 8). Il est logique qu'elle soit moins nette que le saut dû à la réforme Berthoin, puisque l'âge de fin d'études minimal a été augmenté d'une année seulement contre deux pour la réforme Berthoin. Elle s'explique aussi par deux raisons historiques. Tout d'abord les années précédant l'application de la réforme Zay ont été marquées par une extension progressive de la gratuité de l'enseignement secondaire sur le territoire français entre 1928 et 1933 (Prost, 1968). Cela a entraîné une élévation soudaine du nombre d'élèves dans le secondaire, et donc une augmentation de l'âge moyen de fin de scolarité. Or la réforme Zay a été votée et appliquée en 1936, la première cohorte affectée étant celle de 1923. L'effet de la réforme a donc été partiellement atténué, car l'engouement scolaire généré par la gratuité de l'enseignement secondaire avait déjà augmenté la proportion de personnes faisant des études au-delà de 14 ans. De plus, la seconde guerre mondiale a perturbé le déroulement de la scolarité d'une partie de la population. Elle a contraint beaucoup des personnes à quitter le système scolaire plus tôt qu'elles ne le désiraient (fermetures d'écoles, déscolarisations dues à des déménagements plus nombreux, absences de professeurs, etc.). Le graphique 9 montre le pourcentage d'élèves quittant l'école chaque année : un pic identifie clairement le début de la guerre. Même si cette guerre ne semble pas avoir perturbé la distribution des âges de fin d'études des personnes quittant l'école chaque année (la déscolarisation a touché tous les niveaux d'éducation), une distorsion apparaît cependant quand on se concentre sur la distribution des âges de fin d'études en fonction de l'année de naissance. Par exemple, toutes les personnes nées en 1925 qui n'avaient pas encore quitté l'école à 14 ans (donc en 1939) ont éventuellement pu être contraintes par la guerre à sortir du système scolaire plus tôt que prévu. C'est en revanche une plus grande partie de la génération 1926 qui a été affectée par la guerre puisque cela concerne tous les individus qui étaient encore scolarisés à 13 ans. Ainsi, la seconde guerre mondiale a mécaniquement fait diminuer la proportion de personnes par génération quittant l'école après un âge donné et l'âge de fin d'études moyen par génération, phénomènes qui sont visibles sur le graphique 7 et - surtout - sur le graphique 8.

Si l'on s'intéresse à la proportion de personnes qui prolongent leurs études au-delà de 14 ans, la guerre n'a commencé à avoir un impact sur cet indicateur qu'à partir de la cohorte 1926, la première à n'avoir pas atteint l'âge de 14 ans en 1939. Il y a donc une période de trois ans après l'application de la réforme Zay pendant laquelle cette variable n'a pas été affectée la guerre, contrairement à l'âge moyen de fin d'études qui a potentiellement été diminué avant même que la réforme ne soit mise en œuvre. Cela, ajouté au fait que l'interprétation du rendement de l'éducation pour la réforme Zay dépend peu de la définition du traitement (binaire ou avec intensité), nous conduit

à utiliser également cette variable comme mesure du niveau d'éducation pour estimer les rendements de l'éducation sur la santé.

Graphique 9 : Pourcentage d'élèves quittant le système scolaire par année



Note: le pourcentage d'élèves quittant l'école chaque année est le rapport du nombre de personnes finissant ses études et du nombre de personnes âgées de 6 ans et plus encore scolarisées l'année en question.

IV - Résultats

Avant de chercher à mettre en évidence un éventuel effet causal de l'éducation sur la santé, il convient de vérifier, comme les graphiques 3 et 4 nous le suggèrent, qu'il existe réellement un lien significatif entre le niveau d'éducation des individus et leur santé. C'est pourquoi nous régressons l'indicateur de l'état de santé y_i de l'individu i (valant 1 s'il est vivant à un âge donné, 0 sinon) sur son âge de fin d'études x_i :

$$\begin{cases} y_i^* = \alpha + \beta x_i + u_i \\ y_i = 1 \quad y_i^* \geq 0 \\ y_i = 0 \quad y_i^* < 0 \end{cases}$$

Les résultats de cette régression confirment que le niveau d'éducation est positivement corrélé au taux de survie, que ce dernier soit mesuré à 79 ans ou à 49 ans (tableau 2).

Tableau 2 : Régression du taux de survie sur l'âge de fin d'études

	Estimations	
	Réforme Zay Var. dép : survie à 79 ans	Réforme Berthoin Var. dép : survie à 49 ans
α	-0.19*** (0,06)	1.01*** (0,15)
β	0.045*** (0,004)	0.12*** (0,009)

Écart-types entre parenthèses. *** signifie que le coefficient est significatif au seuil de 1%.

Champ : Personnes nées entre 1920 et 1925 pour l'estimation relative à la réforme Zay, entre 1950 et 1955 pour celle concernant la réforme Berthoin. Les tailles des échantillons sont respectivement de 35 461 et 45 441 individus.

Cette corrélation ne signifie cependant pas forcément qu'il existe un lien causal. Il se peut en effet qu'une variable omise soit à l'origine de cette liaison, ce qui invaliderait l'hypothèse d'une causalité. Pour tester cela, nous nous plaçons maintenant dans le cadre des régressions par discontinuités.

IV.1 Approche non paramétrique

Il s'agit ici d'estimer le quotient suivant :

$$\beta_W = \frac{y^+ - y^-}{x^+ - x^-}$$

Le tableau 3 présente les résultats de cette estimation pour la réforme Berthoin, tandis que le tableau 4 est dévolu à la réforme Zay. La variable y est une indicatrice valant 1 si l'individu est encore vivant à un âge donné, et 0 sinon. Le traitement x est l'âge de fin d'études ; suite à la discussion précédente sur la définition du traitement, nous faisons également figurer un traitement binaire (aller ou non à l'école jusqu'à 14 ans) dans le cas de la réforme Zay.

L'effet moyen du traitement (« faire une année d'études en plus ») augmente la probabilité d'être encore en vie à 51 ans de 0,0117. Le signe de ce coefficient est bien celui attendu : faire des études diminue la mortalité. Cependant, ce coefficient n'est pas significativement différent de 0.

Si on élargit la taille de la fenêtre de part et d'autres de 1953, les limites à gauche sont calculées sur les générations nées en 1951 et 1952, tandis que celles de droite sont calculées sur les années 1953 et 1954. La mesure de la santé est dans ce cas la

survie à 50 ans, et non 51 ans comme précédemment. En passant à trois ans avant et après la date charnière 1953, la santé est mesurée par la probabilité d'être encore en vie à 49 ans. Les résultats, présentés dans le tableau 3, montrent que ces deux derniers estimateurs ne sont pas non plus significatifs au seuil de 5% (seul l'estimateur de Wald portant sur la période 1951-1954 est significatif à 10%).

Tableau 3: Estimateurs de Wald pour la réforme Berthoin

Génération	Estimateur de Wald x = âge de fin d'études
1952/1953 y = survie à 51 ans	0.0117 (0,0085)
1951/1954 y = survie à 50 ans	0.0103* (0,0057)
1950/1955 y = survie à 49 ans	0.0055 (0,0043)

Écart-types entre parenthèses, estimés par bootstrap. * signifie que le coefficient est significatif au seuil de 10%.

Les tailles des échantillons sont respectivement de 14 829, 29 998, et 45 441 individus.

Le tableau 4 présente des estimations similaires portant sur les individus contemporains de la réforme Zay. La survie est ici mesurée autour de 80 ans, âge auquel la mortalité différentielle a déjà creusé les écarts de mortalité. Les estimateurs ne sont cependant pas significatifs. Il est possible que la réforme Zay ait eu un impact trop limité sur l'augmentation de la scolarité pour qu'il se répercute sur la santé. D'une part elle n'a allongé la scolarité obligatoire d'uniquement une année, contrairement à la réforme Berthoin, d'autre part la gratuité de l'enseignement secondaire et la seconde guerre mondiale ont atténué son effet.

Tableau 4: Estimateurs de Wald pour la réforme Zay

Génération	Estimateur de Wald x = âge de fin d'études	Estimateur de Wald x = aller à l'école au moins jusqu'à 14 ans
1922/1923 y = survie à 81 ans	0.074 (0,77)	0.048 (0.10)
1921/1924 y = survie à 80 ans	0.019 (0,053)	0.021 (0.053)
1920/1925 y = survie à 79 ans	0.046 (0,037)	0.050 (0.036)

Écart-types entre parenthèses, estimés par bootstrap. * signifie que le coefficient est significatif au seuil de 10%.

Les tailles des échantillons sont respectivement de 11 528, 23 333, et 35 461 individus.

Les estimateurs précédents ont été calculés sur une plage d'années variant de 2 à 6 ans. Il faut garder à l'esprit que le principe des régressions par discontinuités est de comparer la variable de résultat (y) sur deux populations semblables en tout point excepté le fait qu'elles se trouvent chacune d'un côté de la discontinuité z_0 (en particulier, l'effet génération est supposé négligeable dans cette approche). Cette hypothèse devient de moins en moins vraisemblable au fur et à mesure que nous agrandissons la largeur de la fenêtre pour l'estimation, car il y a de moins en moins de raisons que les populations soient complètement similaires sur une plage d'années importante¹⁰.

¹⁰ La distribution des paramètres observables à notre disposition (sexe, CSP) est sensiblement la même sur ces 6 années, ce qui est réconfortant.

IV.2 Approche paramétrique

Les estimations sont effectuées sur un échantillon constitué de 35 461 personnes nées entre 1920 et 1925 pour la réforme Zay, et de 45 441 individus nés entre 1950 et 1955 pour la réforme Berthoin.

Le tableau 5 présente les résultats de l'estimation de l'équation suivante :

$$E(x_j | z_j) = f(z_j) + \delta \cdot 1_{\{z_j \geq z_0\}}$$

La fonction f dépend linéairement de l'année de naissance, la pente pouvant être différente avant et après la date d'entrée en vigueur de la réforme z_0 :

$$f(z) = a + b \cdot z + c \cdot (z - z_0) \cdot 1_{z \geq z_0}$$

L'âge de fin d'études moyen augmente de 0.06 année par an entre 1950 et 1952. Puis la réforme Berthoin entre en application, et cela provoque un allongement moyen de 0.28 année de cet âge de fin d'études. Cette brusque augmentation est amortie sur les années qui suivent, puisque le rythme de croissance annuel diminue et devient même négatif de 1953 à 1955. Il s'agit bien d'une phase transitoire et non d'un changement de tendance, puisque sur données longues, l'âge de fin d'études croît sensiblement au même rythme sur les quinze années avant et après la réforme Berthoin.

Les évolutions de l'âge de fin d'études sont mal expliquées par la réforme Zay. Ce résultat était prévisible à la vue du graphique 7. En revanche, un effet significatif apparaît quand on se focalise sur l'impact qu'a eu cette réforme sur la proportion de personnes restant dans le système scolaire au moins jusqu'à 14 ans : l'allongement de la scolarité obligatoire a incité 8% d'une classe d'âge à rester dans le système éducatif au-delà de 14 ans.

Tableau 5 : Première étape

	Estimations		
	Variable dépendante : aller à l'école jusqu'à 14 ans	Variable dépendante : âge de fin d'études	
	Réforme Zay	Réforme Zay	Réforme Berthoin
a	0,33*** (0,09)	14,46*** (0,53)	14,8*** (1,25)
b	0,013*** (0,004)	0,0099 (0,025)	0,052** (0,025)
c	0,024*** (0,006)	0,021 (0,036)	-0,088** (0,035)
δ	0,080*** (0,011)	0,11 (0,064)	0,28*** (0,063)

Écart-types entre parenthèses. ** signifie que le coefficient est significatif à 5%, ***qu'il l'est au seuil de 1%. Afin d'estimer plus précisément la constante, le terme devant b représente l'année de naissance à laquelle est soustrait 1900.

Ces deux résultats semblent montrer que la réforme Zay a comme prévu incité des élèves à prolonger leur scolarité au-delà de 14 ans, mais qu'un mouvement contraire s'est simultanément opéré à d'autres âges de fin d'études, ces deux effets se contrebalançant pour produire un âge moyen de fin d'études stable sur l'ensemble de la population. La seconde guerre mondiale explique au moins partiellement cette baisse pour les âges de fin d'études élevés, mais nous ne pouvons être certains qu'il s'agit du seul phénomène à l'œuvre. Ne connaissant pas les raisons exactes qui ont conduit à cette diminution de la scolarité, ni les personnes sur lesquelles cela s'est produit, il nous semble plus pertinent de travailler avec l'indicatrice « aller ou non à l'école jusqu'au moins 14 ans » plutôt qu'avec l'âge de fin d'études pour étudier la réforme Zay. Nous connaissons en effet exactement la cause des variations de cette

variable, ce qui nous permettra ensuite d'interpréter de manière causale les coefficients de la deuxième étape de l'estimation.

En ne conservant que la valeur prédite $\hat{E}(x_i|z_i)$ du niveau d'éducation et en l'injectant dans l'équation (1), l'estimation du coefficient β correspondant à une année d'études supplémentaire se fait dans le cadre du modèle probit suivant :

$$\begin{cases} y_i^* = \alpha + \beta \hat{E}(x_i|z_i) + \gamma z_i + v_i \\ y_i = 1_{y_i^* \geq 0} \end{cases}$$

Tableau 6 : Deuxième étape

	Estimations		
	Réforme Zay Variable dépendante : survie à 79 ans		Réforme Berthoin Variable dépendante : survie à 49 ans
	Traitement binaire	Traitement à intensité variable	Traitement à intensité variable
α	0,08 (0,13)	2,05 (4,11)	-0,62 (1,62)
β	-0,23 (0,36)	-0,14 (0,30)	0,194 (0,124)
γ	0,016 (0,016)	0,013 (0,014)	-0,020 (0,013)

Les résultats de l'estimation sont présentés dans le tableau 6. Comme pour les estimateurs de Wald, l'âge de fin d'études a un effet positif sur la survie à 49 ans. Néanmoins, ce coefficient ne ressort pas de manière significative au seuil de 10%. De même, ni l'âge de fin d'études ni la proportion de personnes quittant l'école après 14 ans n'ont une influence significative sur la survie à 79 ans.

Nous ne mettons donc pas en évidence d'impact causal de l'éducation sur la mortalité, que cette dernière soit mesurée jusqu'à 49 ans ou jusqu'à 79 ans¹¹.

Ce résultat va l'encontre de ce que trouvent la plupart des articles récents sur la causalité existant entre niveau d'éducation et santé. On peut notamment rapprocher nos résultats de ceux de Lleras-Muney (2005) qui adopte une méthodologie proche de la nôtre. Cette dernière travaille sur la même mesure de la santé que nous, la mortalité, et utilise le même type de chocs exogènes sur les niveaux d'éducation que celui que nous avons retenu, les lois allongeant l'âge minimal de fin de scolarité. Par rapport à notre travail, elle dispose de chocs plus nombreux car les différents États américains n'ont pas adopté des lois allongeant la scolarité obligatoire aux mêmes moments. Elle travaille sur données américaines, à la fois sur le Censur américain qui est une enquête au 100^{ème} de la population américaine, et sur un panel qui suit pendant trois ans des individus. Sur le Censur américain, elle utilise les écarts de taux de survie entre deux enquêtes espacées de 10 ans, pour chaque génération¹². La plupart des lois américaines (voir l'annexe de leur article) ont été adoptées entre 1915 et 1939, et Lleras-Muney travaille sur les décès entre 1960 et 1970, puis entre 1970 et 1980. Ainsi pour les lois adoptées en 1915, elle étudie la mortalité ayant eu lieu entre les âges de 55 ans et 65 ans. Pour les lois adoptées en 1939, elle travaille sur les décès ayant eu lieu entre 31 et 41 ans. En moyenne, elle travaille sur des décès ayant

¹¹ Des variantes de ces estimations ont également été effectuées : régressions séparées pour les hommes et les femmes d'une part, survie mesurée à différents âges compris entre 65 ans et 79 ans pour les contemporains de la réforme Zay d'autre part. Les résultats de ces estimations, disponibles sur demande, ne sont pas qualitativement différents de ceux présentés dans ce document.

¹² Elle ne peut pas travailler au niveau individuel car ce ne sont pas les mêmes individus qui sont présents aux deux enquêtes.

lieu autour de 50 ans¹³, à des âges comparables de celui sur lequel nous travaillons quand nous nous plaçons au moment de la réforme Berthoin. Sur les données issues du panel, elle peut raisonner au niveau individuel sur la probabilité de décéder sur la période. L'enquête ayant eu lieu entre 1971 et 1974, et les décès ayant été enregistrés entre 1975 et 1985, les personnes ont entre 50 et 60 ans. Dans les deux cas, son échantillon, que ce soit en terme de cases génération*État*sexe pour son travail sur données du Census, ou sur données individuelles, est de l'ordre de 5 000 personnes (ou groupes). C'est beaucoup moins que nous qui disposons de 3 500 personnes par génération*sexe (soit 42 000 personnes sur les six ans encadrant chaque réforme).

Lleras-Muney n'a pas de résultat significatif quand elle se place dans un cadre de régression par discontinuités. En revanche, lorsqu'elle adopte une approche plus traditionnelle en terme de variable instrumentale, en gardant l'ensemble des générations qu'elles aient été concernées par une réforme allongeant la scolarité ou non, elle a des résultats non seulement significatifs mais relativement élevés¹⁴. Elle trouve qu'une année d'études supplémentaire diminuerait la probabilité de mourir dans les dix ans qui suivent d'une probabilité comprise entre 3,6 % et 6,1 % selon les spécifications de ses modèles. L'écart entre ses conclusions et les nôtres n'est pas évident à expliquer. En premier lieu, il se peut qu'elle ait des résultats plus précis que les nôtres parce qu'elle a plus de sources d'identification. Travaillant sur l'ensemble du territoire américain, elle a autant de réformes que d'États. Nous n'avons pas cette variabilité territoriale quant à la mise en œuvre des réformes allongeant la scolarité. Cette plus grande variabilité lui permet probablement d'estimer des effets mais elle l'expose aussi à plus de problèmes de spécification. On peut ici en citer quelques uns. Lleras Muney exploite tous les changements législatifs en même temps. Elle fait l'hypothèse que tous ont eu un effet homogène sur la mortalité quelle que soit la génération. Lorsqu'elle travaille sur les données du Census, elle fait de plus l'hypothèse que, pour une génération donnée, l'effet est le même sur la mortalité entre 1960 et 1970, et sur celle entre 1970 et 1980. Lorsqu'elle calcule un estimateur de Wald, elle fait l'hypothèse que l'intégralité des différences de niveaux d'éducation pour une génération, entre deux États, ou au sein d'un État entre différentes générations, est imputable aux différences au niveau législatif. Cette hypothèse est plus forte que celle que nous posons où nous ne faisons cette hypothèse que pour les générations nées deux ans avant ou deux ans après les réformes.

¹³ La date moyenne des changements législatifs est 1926 ; sur le Census, cela vient à regarder les décès entre 34 et 44 ans, puis entre 44 et 54 ans.

¹⁴ D'autant plus qu'ayant une erreur de mesure sur le taux de mortalité, ses résultats sont biaisés à la baisse.

Conclusion

La corrélation entre niveau d'éducation et santé est un phénomène largement documenté en épidémiologie sociale. Ce lien est constaté quelle que soit la dimension ou la mesure de la santé que l'on retienne : santé subjective, morbidité ou mortalité. Des trois dimensions du statut socio-économique que sont le revenu, le niveau d'éducation, et la position socioprofessionnelle, c'est le niveau d'éducation qui discrimine le plus la santé des personnes. Si cette corrélation est clairement avérée, les mécanismes qui en sont à l'origine restent encore incertains. Depuis quelques années, un certain nombre d'études visent à se prononcer sur le caractère causal du lien entre santé et éducation. Méthodologiquement, trancher cette question se heurte au fait que le niveau d'éducation est un choix (contraint) dépendant de caractéristiques personnelles (inobservables) qui peuvent avoir à leur tour une influence sur la santé. Ces caractéristiques pourraient être un ensemble de valeurs transmises par l'éducation familiale ou une préférence marquée pour le présent. Une stratégie couramment utilisée pour neutraliser cet effet est d'avoir recours à des variations exogènes du niveau d'éducation. En d'autres termes, il faut trouver une situation où les individus auront été incités à allonger ou à raccourcir leur durée d'études par une contrainte extérieure. Les réformes prolongeant la durée minimale légale de scolarité sont un bon exemple de ce type de situation. Elles sont largement utilisées pour estimer les rendements de l'éducation, que ce soient les rendements salariaux, sanitaires ou autres. C'est aussi la méthode utilisée dans cette étude.

Les auteurs utilisant cette stratégie d'estimation se placent généralement dans un cadre des variables instrumentales. Le premier apport de notre travail est d'utiliser ces contraintes légales dans un cadre de régression par discontinuités, qui est selon nous plus adapté à la nature du choc exogène sur le niveau d'éducation. Les hypothèses sous lesquelles on peut identifier un effet ne sont pas aussi fortes que celles prévalant dans un cadre de variable instrumentale. Cette approche en régression par discontinuités nous permet notamment d'adopter une méthode d'estimation non paramétrique, donc plus robuste. Le deuxième apport de cette étude est que l'état de santé y est mesuré à âge constant. Dans la plupart des travaux empiriques existant, la santé est mesurée à des âges différents pour les différentes générations. Il faut donc (correctement) contrôler de l'effet de l'âge sur la santé pour identifier tout autre effet. Raisonner à âge constant permet de s'assurer que les différences de niveaux de santé entre les différentes générations ne sont pas imputables à un effet âge qui aurait été mal contrôlé.

Nos résultats ne mettent pas en évidence d'effet causal du niveau d'éducation sur la santé, que cette dernière soit mesurée à 80 ans ou à 50 ans. L'étude empirique s'appuie pourtant sur un extrait important de l'EDP comprenant 7 000 personnes par génération. Dans le cas de la réforme Zay, le taux de survie est mesuré à des âges suffisamment élevés pour qu'on puisse y déceler des écarts d'état de santé. En effet, nous mesurons le taux de survie à 80 ans, un âge auquel les différences de mortalité dues à l'éducation devraient ressortir si l'éducation aidait à préserver son capital santé. L'allongement de la durée moyenne d'études de l'ensemble la population provoqué par la réforme Zay n'est certes pas énorme : la durée obligatoire de la scolarité n'a été prolongée que d'un an à un moment où beaucoup d'enfants allaient déjà à l'école jusqu'à 14 ans. La réforme Zay a cependant incité une proportion significative de la population à prolonger sa scolarité au-delà de 13 ans. La réforme Berthoin a quant à elle provoqué une augmentation plus nette de l'âge de fin d'études, mais nous contrainst à mesurer les différences d'état de santé dans la population à l'âge de 50 ans. Nous ne mettons pas en évidence d'impact causal entre le niveau d'éducation et le taux de survie à 50 ans.

Le fait que nous ayons utilisé deux chocs exogènes sur le niveau d'éducation, le premier sur population maintenant âgée, le second plus net mais sur une population plus jeune nous conduit à penser que l'éducation dispensée à 14, 15 et 16 ans n'aura pas joué sur la santé des populations concernées. Il reste possible que les années d'études à 14 ou 15 ans n'aient pas d'impact causal sur la santé, mais que les

suivantes en aient un ; les réformes Zay et Berthoin ne nous permettent pas de tester cette hypothèse. D'autre part, il se peut que ce ne soit pas la durée de scolarité en tant que telle qui ait un effet causal sur la santé, mais plutôt la place relative que l'on occupe dans la population en terme d'éducation : si l'on classe tous les individus d'une génération en fonction de leur âge de fin d'études, c'est la position dans ce classement plutôt que la valeur absolue de la durée de scolarité qui importe pour la santé. Par un effet d'équilibre général, à court terme, les débouchés sur le marché du travail des personnes du dernier décile de la distribution seront certainement les mêmes, que leur âge de fin d'études moyen soit de 15 ou 16 ans. Dans ce cas, les réformes Zay et Berthoin ont certes conduit des personnes à prolonger leurs études, mais n'ont certainement pas bouleversé la hiérarchie des titres scolaires. Si comme le pense Grenet (2003), le mode de rémunération sur le marché du travail en France à cette époque tient compte de cette hiérarchie plutôt que la durée absolue des études, le mécanisme causal entre éducation et santé transitant par un effet revenu n'est notamment pas actionné par ces réformes. De la même manière, une causalité indirecte passant par les conditions de travail (des emplois moins pénibles ou moins usants pour les personnes les mieux classées dans cette hiérarchie) ne peut être mise en évidence avec les réformes étudiées. Il est donc normal que nous ne trouvions pas d'impact causal si le mécanisme en action est basé uniquement sur une hiérarchie des âges de fin d'études.

Enfin, ces deux réformes ont comme point commun d'obliger certaines personnes à rester à l'école plus longtemps qu'elles ne l'auraient spontanément souhaité. D'une manière générale, les rendements de l'éducation (salarial, en terme de santé, etc.) dépendent peut être de la motivation de l'individu durant sa scolarité. Un élève contraint de prolonger ses études d'un an tirerait alors des bénéfices moindres de cette année scolaire que l'élève qui choisit librement de rester dans le système scolaire.

Bibliographie

- Adams, S. J. (2002). Educational attainment and health: evidence from a sample of older adults. *Education Economics*, 10(1), p. 97-109.
- Angrist, J. (1990). Lifetime earnings and the Vietnam era draft lottery: evidence from Social Security administrative records, *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 3, p. 313-336.
- Angrist, J. & Krueger, A. (1991). Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?, *Quarterly Journal of Economics*, 106, p. 979-1014.
- Angrist, J., & Imbens, G. (1995). Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Intensity, *Journal of the American Statistical Association*.
- Angrist, J., Imbens, G., & Rubin, D. (1996). Identification of Causal effects using Instrumental Variables, *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), p. 444-455.
- Angrist, J., & Lavy, V. (1999). Using Maimonides' rule to estimate the effect of class size on scholastic achievement, *Quarterly Journal of Economics*, 114(2), p. 533-575.
- Arendt, J. N. (2005). Education Effects on Health: A Panel Data Analysis Using School Reform for Identification, *Economics of Education Review*, volume 24, issue 2, 149-160.
- Arkes, J. (2003). Does Schooling Improve Health? Working Paper, RAND Corporation.
- Auld, M. C., & Sidhu, N. (2005). Schooling, cognitive ability, and health, *Health Economics*, 14, p. 1019-1034.
- Barbieri, M. (1998). La mortalité infantile en France, *Population*, 53 (4), p. 813-838.
- Becker, G. S., & Mulligan, C. B. (1997). The endogenous determination of time preference, *The Quarterly Journal of Economics*.
- Berger, M. C., & Leigh, J. P. (1989). Schooling, Self-Selection, and Health, *Journal of Human Resources* 24: 433-455.
- Black, S. E. (1999). Do Better Schools Matter? Parental Valuation Of Elementary Education, *The Quarterly Journal of Economics*, 114 (2).
- Blaxter, M. (1989). A comparison of measures of inequality in morbidity, in: John Fox (ed.), *Health inequalities in European countries*, p. 199-230. – Aldershot (United Kingdom), Gower.
- Bopp, M., & Minder, C. E. (2003). Mortality by education in German speaking Switzerland 1990-1997: Results from the Swiss National Cohort, *International Journal of Epidemiology*, Vol. 32, p. 346-354.
- Borg, V., & Kristensen, T.,S. (2000). Social class and self-rated health: can the gradient be explained by differences in life style or work environment?, *Social Science and Medicine*, Vol. 51, p. 1019-1030.
- Burström, B., & Fredlund, P. (2001). Self-rated health: is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as in higher social classes?, *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol. 55, p. 836-840.

- Butler, J. S., Burkhauser, R.V., Mitchell, J. M., & Pincus, T. P. (1987). Measurement error in self-reported health variables, *The Review of Economic Studies*, 69 (4), p. 644-650.
- Card, D. (1999). The Causal Effect of Education on Earnings, in Ashenfelter, O., & Card, D. (eds). *Handbook of Labor Economics*, vol 3, Elsevier.
- Case, A., & Deaton, A. (2002). Consumption, health, gender and poverty, *Research Program in Development Studies*, working paper 07/02.
- Chen, S., & van der Klaauw, W. (2004). The Effect of Disability Insurance on Labor Supply of Older Individuals in the 1990s, Working paper, UNC-CH Department of Economics.
- Chou, S. Y., Grossman, M., & Saffer, H. (2004). An economic analysis of adult obesity: results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System, *Journal of Health Economics*, 23, p. 565-587.
- Cipollone, P., Radicchia, D., & Rosolia, A. (2006). The effect of education on youth mortality, work in progress.
- Cooper, H. (2002). Investigating socio-economic explanations for gender and ethnic inequalities in health, *Social Science and Medicine*, 54, 5: 693-706.
- Couffinhall, A., Dourgnon, P., Grignon M., Jusot, F., & Naudin F. (2004). Mesurer l'impact des déterminants non médicaux des inégalités sociales de santé. Rapport de projet de recherche réalisée dans le cadre du Programme Sciences biomédicales, santé et société CNRS (SHS-SDV) – INSERM – MIRE-DREES.
- Cutler, D. M., Deaton, A. S., & Lleras-Muney, A. (2006). The determinants of mortality, NBER working paper 11963.
- Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2006). Education and health: evaluating theory and evidence, NBER working paper 12352.
- De Walque, D. (2003). How Does Education Affect Health Decisions? The Cases of Smoking and HIV/AIDS, Ph.D. Dissertation, University of Chicago, work in progress.
- De Walque (2004). Education, information, and smoking decisions, Evidence from smoking histories 1940-2000, World Bank Policy Research working paper 3362.
- Doyle, O., Harmon, C., & Walker, I. (2005). The Impact of Parental Income and Education on the Health of their Children, IZA N°1832.
- Elo, I., & Preston, S. (1996). Educational differentials in mortality: United States, 1979-85, *Social Science and Medicine*, 42, p. 47-57.
- Garen, J. (1984). The returns to schooling: a selectivity bias approach with a continuous choice variable, *Econometrica*, Vol 52 (5).
- Gilleskie, D., & Harrison, A. (1998). The effect of endogenous health inputs on the relationship between health and education, *Economics of Education Review* 17, p. 279-295.
- Glied, S., & Lleras-Muney, A. (2003). Health inequality, education and medical innovation, NBER Working Paper 9738.
- Goldman, D. P., & Smith, J. P. (2002). Can patient self-management explain the SES health gradient, *Proceedings of the National Academy of Science*, 99(16):10929-34.

Grenet, J. (2003). Suffit-il d'allonger la durée de scolarité obligatoire pour augmenter les salaires? , Mémoire de DEA, EHESS, Paris.

Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2007). The health effects of education, *Economics of Education Review*, à paraître.

Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health, *The Journal of Political Economy*, 70 (2), p. 223-255.

Grossman, M. (2000). The Human Capital Model, in: A. J. Culyer og J. P. Newhouse (red.) *Handbook of Health Economics*. Elsevier Science B.V., Amsterdam, p. 347-408.

Grossman, M. (2004). The demand for health, 30 years later: a very personal retrospective and prospective reflection, *Journal of Health Economics*, 23, p. 629-636.

Grossman, M. & Kaestner, R. (1997). Effects of education on health, in: J. Behrman & N. Stacey (eds.), *The Social Benefits of Education*, University of Michigan Press, Ann Arbor, p.69-123.

Hahn, J., Todd, P., & van der Klaauw, W. (2001). Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design, *Econometrica*, 69, p. 201-209.

Hammond, C. (2002). What is it about education that makes us healthy? Exploring the education-health connection. *International Journal of Lifelong Learning* 21, p. 551-571.

Heckman, J. J., & Robb, R. Jr. (1985). Alternative methods for evaluating the impact of interventions, *Journal of Econometrics*, 30, p. 239-267.

Jusot, F. (2003). Revenu et Mortalité : Analyse Économique des Inégalités Sociales de Santé en France, Thèse de doctorat, EHESS, Paris.

Kenkel, D. S. (1991). Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling, *The Journal of Political Economy*, Vol.99, N°2.

Kenkel, D. S., Lillard, D., & Mathios, A. (2006). The roles of high school completion and GED receipt on smoking and obesity, *Journal of Labor Economics*, 24 (3).

Lalive, R., & Zweimüller, J. (2005). Does Parental Leave Affect Fertility and Return-to-Work? Evidence from a "True Natural Experiment", IZA DP No. 1613.

Lleras-Muney, A. (2005). The Relationship between Education and Adult Mortality in the United States, *Review of Economic Studies*, 72, p. 189-221.

Maurin, E., & Xenogiani, T. (2005). Demand for education and labour market outcomes: lessons from the abolition of compulsory conscription in France, CEPR Discussion Paper 4946.

Newey, W. K., Powell, J. L., & Walker, J. R. (1990). Semiparametric estimation of selection models: some empirical results, *The American Economic Review*, Vol 80 (2).

OCDE (2006). Measuring the effects of education on health and civic engagement, proceedings of the Copenhagen symposium.

Oreopoulos, P. (2003). Do dropouts drop out too soon? International evidence from changes in school-leaving laws, NBER working paper 10155.

Prost, A. (1968). Histoire de l'enseignement en France, 1800-1967. Editions Armand Colin.

Rosen, S., & Willis, J. R. (1979). Education and self-selection, *Journal of Political Economy*, 87, S7-S36.

Rosenzweig, M. R., & Schultz, T. P. (1989). Schooling, information and no market productivity: contraceptive use and its effectiveness. *International Economic Review*, 30(2), p. 457-477.

Spasojevic, J. (2003). Effects of education on adult health in Sweden: results from a natural experiment, Ph.D Dissertation, City University of New York Graduate Center.

Thistlethwaite, D., & Campbell, D. (1960). Regression-discontinuity analysis: an alternative to the ex post facto experiment, *Journal of Educational Psychology*, 51, p. 309-317.

Van der Klaauw, W. (2002). Estimating the effect of financial aid offers on college enrollment: a regression-discontinuity approach, *International Economic Review*, Vol. 43, Issue 4, p. 1249.

Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., Van der Burg, H., Christiansen, T., De Graeve, D., Duchesne, I., Gerdtham, U.-G., Gerfin, M., Geurts, J., Gross, L., Häkkinen, U., John, J., Klavus, J., Leu, R.E., Nolan, B., O'Donnell, O., Propper, C., Puffer, F., Schellhorn, M., Sundberg, G., & Winkelhake, O. (2000). Equity in the Delivery of Health Care in Europe and the US, *Journal of Health Economics*, Vol. 19.5, p. 553-583.

Van Doorslaer, E., Jones, A.M., & Koolman, X. (2002). Explaining Income-Related Inequalities in Doctor Utilisation in Europe: A Decomposition Approach, ECuity II Project Working Paper No. 5.

Van Oers, J. A. M. (2003). Health on course? The 2002 Dutch public health status and forecasts report. The national institute for public health and the environment.

Wolfe, B., & Zuvekas, S. (1995). Nonmarkets outcomes of schooling, Institute for Research on Poverty, discussion paper 1065-95.