



# MOBILITES INTERGENERATIONNELLES DE CAPITAL HUMAIN ET RESTRUCTURATIONS INDUSTRIELLES. UNE EVALUATION POUR LE CAS DE LA France, 1946-1999

Nicolas Fleury, Fabrice Gilles

► **To cite this version:**

Nicolas Fleury, Fabrice Gilles. MOBILITES INTERGENERATIONNELLES DE CAPITAL HUMAIN ET RESTRUCTURATIONS INDUSTRIELLES. UNE EVALUATION POUR LE CAS DE LA France, 1946-1999. 2012. <hal-00988949>

**HAL Id: hal-00988949**

**<http://hal.univ-lille3.fr/hal-00988949>**

Submitted on 9 May 2014

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Lille 1 | Lille 2 | Lille 3 |

# Document de travail

■ [2012-8]

***“MOBILITES INTERGENERATIONNELLES DE CAPITAL HUMAIN ET RESTRUCTURATIONS INDUSTRIELLES. UNE EVALUATION POUR LE CAS DE LA France, 1946-1999”***

Nicolas Fleury et Fabrice Gilles



Université Lille Nord de France

Pôle de Recherche  
et d'Enseignement Supérieur



Université Lille 2  
Droit et Santé



# Mobilité intergénérationnelle de capital humain et restructurations industrielles. Une évaluation pour le cas de la France, 1946-1999<sup>1</sup>

Nicolas Fleury\* et Fabrice Gilles♦

(Janvier 2012)

## Résumé

Cet article se propose d'évaluer économétriquement l'impact des restructurations industrielles sur la mobilité intergénérationnelle de capital humain. Dans cette optique, nous utilisons les données de l'enquête *Formation et Qualification Professionnelle* (INSEE ; 1993 et 2003) et du recensement de la population (INSEE ; 1946-1999). Nous estimons une fonction de production de capital humain en envisageant deux modèles économétriques complémentaires. Nous montrons que les restructurations industrielles ont un impact négatif sur l'accumulation de capital humain des enfants d'ouvrier. Ainsi, une augmentation d'un point de pourcentage de notre indicateur de restructuration entraîne une diminution de l'ordre de 0,14% de la durée de scolarité, et à un accroissement de la probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau de 0,27 à 0,43%.

**Mots clés :** mobilité intergénérationnelle, accumulation de capital humain, restructurations industrielles.

**Classification JEL:** C25, J24, J62, L16.

## 1. Introduction

Depuis le début des années 1970, de fortes restructurations industrielles<sup>2</sup> se sont produites dans les pays de l'OCDE, en particulier dans des régions qui étaient spécialisées dans les secteurs minier, de l'acier, du textile-habillement. Elles ont eu des conséquences notoires sur

---

<sup>1</sup>Cette recherche a bénéficié d'un financement du Conseil Régional du Nord-Pas de Calais. Elle fait aussi partie du programme de recherche MONDES financé par l'ANR (Agence Nationale pour la Recherche) et géré par la MESH (Maison des Sciences Humaines et Sociales).

Les auteurs remercient Alain Ayong Le Kama, Nathalie Chusseau, Hakim Hammadou, Joël Hellier, Hubert Jayet and Stéphane Lambrecht, ainsi que les participants au XLVI<sup>ème</sup> congrès de l'ASRDLF (Clermont-Ferrand, France ; 6-8 juillet 2009), au Workshop 'Globalisation, Inequality, Education and Social Downgrading' Workshop (Lille, France ; 15 janvier 2010), à la 5<sup>ème</sup> conférence ATINER (Annual International Symposium of Economic Theory, Policy and Applications ; Athens, Greece, 26-29 juillet 2010), au 59<sup>ème</sup> Congrès de l'Association Française de Science Economique (Paris, France ; 9-10 septembre 2010), au XXXV<sup>ème</sup> Simposio de la Asociación Española de Economía (Madrid, Espagne ; 16-18 décembre 2010), le séminaire d'Economie du laboratoire GAINS (Le Mans, France ; 12 janvier 2011), au séminaire 'SIUTE' (université de Lille 1, France; 31 mai 2011) et à la conférence 'Territoire, Emploi, Politiques Publiques' (Metz, France; 23-24 juin 2011) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de cet article.

\* Centre Etudes et Prospective - Groupe Alpha et EQUIPPE - Universités de Lille. E-mail: [nicolas.fleury@univ-lille1.fr](mailto:nicolas.fleury@univ-lille1.fr).

♦ EQUIPPE - Universités de Lille et Centre d'Etudes de l'Emploi. E-mail: [fabrice.gilles@univ-lille1.fr](mailto:fabrice.gilles@univ-lille1.fr).  
Université de Lille 1 - Faculté des Sciences Economiques et Sociales - 59655 Villeneuve d'Ascq cedex - France.

<sup>2</sup> Les restructurations sont habituellement caractérisées par la variation (substantielle) du poids de l'emploi ou de la valeur ajoutée d'un secteur d'activité dans une économie donnée.

le marché du travail, tant sur l'emploi que sur le chômage (Craypo et Cormier, 2000 ; Newel et Pastore, 2000 ; Ostry *et al.*, 2001 ; Figura, 2003 ; Haller, 2005) ou les inégalités (Bluestone, 1990 ; Cloutier, 1997 ; Bernard et Jensen, 2000 ; Beeson *et al.*, 2001 ; Beeson et Tannery, 2004 ; Taylor, 2006).

Cependant, à notre connaissance, la littérature sur les restructurations industrielles ne s'est pas encore intéressée à leurs conséquences sur l'accumulation individuelle de capital humain et donc sur la mobilité intergénérationnelle de capital humain. Or, les restructurations industrielles peuvent avoir un effet négatif sur le capital humain des parents (réseaux sociaux, qualifications et employabilité par exemple) et donc sur la génération suivante *via* les transmissions parentales de capital humain. En particulier, Fleury (2007) et Fleury et Hellier (2008) mettent en relation les restructurations industrielles et l'accumulation de capital humain. Sur la seconde moitié du XX<sup>ème</sup> siècle et pour la région Nord-Pas de Calais, Fleury (2007) met en évidence de fortes restructurations industrielles associées à une faible mobilité intergénérationnelle ascendante pour les peu qualifiés. En utilisant un modèle de transmission intergénérationnelle de capital humain, Fleury et Hellier (2008) montrent comment les restructurations industrielles peuvent réduire l'accumulation de capital humain pour les individus dont les parents sont employés dans le secteur des industries traditionnelles.

Le but de cet article est d'évaluer économétriquement l'impact des restructurations industrielles sur la mobilité intergénérationnelle de capital humain, en partant de l'hypothèse que cet effet est négatif. Nous exploitons les données issues des enquêtes *Formation et Qualification Professionnelle* (INSEE ; 1993 et 2003) et des recensements de la population (INSEE ; 1946-1999). Nous considérons ensuite deux mesures complémentaires du niveau de capital humain : le nombre d'années d'éducation et le diplôme de plus haut niveau obtenu par l'individu. Nous estimons alors une fonction de production d'éducation en mobilisant deux modèles économétriques. Nous montrons que les restructurations industrielles ont un effet négatif sur l'accumulation de capital humain pour les enfants d'ouvriers.

La section 2 présente les motivations de l'article, ainsi que la mesure des restructurations industrielles. La section 3 décrit les données utilisées et fournit des statistiques descriptives sur les variables d'intérêt. La section 4 expose la stratégie empirique. La section 5 présente et discute les résultats. La section 6 conclut.

## **2. Effets des restructurations industrielles : motivations et mesures**

### **2.1. Motivations**

Une littérature conséquente s'intéresse aux conséquences des restructurations industrielles sur le travail, l'emploi et les inégalités. D'une part, les restructurations industrielles dans des zones géographiques anciennement spécialisées dans les industries du charbon ou du textile ont entraîné des destructions d'emploi massives et une forte progression du chômage (Craypo et Cormier, 2000 ; Newel et Pastore, 2000 ; Ostry *et al.*, 2001 ; Figura, 2003 ; Haller, 2005). D'autre part, les études empiriques montrent que les restructurations industrielles ont constitué l'un des principaux facteurs de montée des inégalités du fait d'une destruction de capital humain et d'un accroissement de la concurrence pour les emplois peu qualifiés sur le marché du travail (Bluestone, 1990 ; Cloutier, 1997 ; Bernard et Jensen, 2000 ; Beeson *et al.*, 2001 ; Beeson et Tannery, 2004 ; Taylor, 2006).

Cependant, ces études évaluent les effets des restructurations industrielles pour les générations courantes, et non pour les suivantes. Or, dans les zones géographiques dont l'activité économique était plus particulièrement tournée vers les industries traditionnelles et qui ont expérimenté de fortes restructurations industrielles, on observe la persistance de bas niveaux d'éducation et d'une forte pauvreté (Fleury (2007) pour la région Nord-Pas de Calais). Par ailleurs, les qualifications des parents, les réseaux sociaux, et l'employabilité sont affectés par les restructurations industrielles au travers du chômage et des reclassements (Ljungqvist et Sargent, 1998 ; Figura<sup>3</sup> (2003)). Le niveau de capital humain des parents a une forte influence sur celui de leurs enfants<sup>4</sup> (Mulligan, 1997) : si le capital humain des parents est partiellement détruit par les restructurations industrielles, alors les transmissions de capital humain des parents aux enfants diminuent. Par conséquent, les restructurations industrielles peuvent avoir un effet négatif sur les transmissions intergénérationnelles, ce qui implique un ralentissement de l'accumulation de capital humain. Deux travaux récents confortent une telle hypothèse. Premièrement, Fleury (2007) présente deux faits stylisés majeurs pour la région Nord-Pas de Calais. Tout d'abord, des restructurations industrielles substantielles y sont observées sous la forme d'une diminution de la part de l'emploi dédié aux industries traditionnelles. Ensuite, la région présente une mobilité intergénérationnelle ascendante de capital humain plutôt faible pour les individus peu qualifiés en comparaison avec la France entière. Cette corrélation suggère que les restructurations industrielles ont pu influencer l'accumulation de capital humain. Deuxièmement, Fleury et Hellier (2008) utilisent un modèle intergénérationnel de capital humain dans lequel les individus choisissent le type d'éducation suivi durant leur scolarité. Des transmissions de capital humain de parents à enfants opèrent *via* des externalités intra-familiales. L'économie est ici constituée de deux secteurs d'activité, celui des services et celui des industries traditionnelles. Les restructurations industrielles sont modélisées sous la forme d'une baisse de la demande adressée au secteur traditionnel. Ce choc rend obsolète une partie des compétences des parents, celle-ci devenant inutile pour l'éducation des enfants. Par conséquent, il diminue la mobilité intergénérationnelle ascendante.

Dans cet article, nous contribuons à la littérature qui analyse les impacts des restructurations industrielles. En particulier, nous testons l'hypothèse suivant laquelle *les restructurations industrielles ont réduit l'accumulation de capital humain pour une certaine catégorie d'individus, les enfants des personnes a priori les plus touchées par les restructurations, i.e. les ouvriers travaillant dans les industries traditionnelles en France sur la période 1946-1999*<sup>5</sup>. Pour cela, nous estimons une fonction de production de capital humain en tenant compte de nombreux facteurs habituellement considérés et en incluant un indicateur de restructurations industrielles. De ce fait, nous contribuons aussi à enrichir la littérature sur l'accumulation de capital humain en introduisant un nouveau déterminant du niveau d'éducation.

---

<sup>3</sup> L'auteur définit les restructurations industrielles comme « *destruction and creation of job capital, where job capital comprises the human, physical, and organizational capital underlying particular jobs* ».

<sup>4</sup> Cette influence passe par deux canaux : les externalités intra-familiales (les transmissions de capital humain des parents aux enfants) et le revenu des parents (principalement au travers des dépenses d'éducation).

<sup>5</sup> Certains individus d'une origine sociale différente et dont les parents sont mieux dotés en capital humain pourraient avoir tiré profit des restructurations. En effet, si les parents anticipent correctement le choc des restructurations et les changements technologiques induits, ils peuvent pousser leurs enfants à investir dans des compétences valorisées sur le marché du travail dans le futur. Cependant, nous ne nous intéressons qu'aux individus dont les parents sont peu qualifiés (ouvriers), conformément à ce qui est fait habituellement dans la littérature.

## 2.2. Mesurer les restructurations industrielles

Comme nous l'avons mentionné dans la sous-section précédente, nous attendons un impact négatif des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain des enfants dont les parents sont des ouvriers employés dans le secteur des industries traditionnelles. En effet, *via* les restructurations industrielles, une part importante du capital humain des parents est détruite ou ne peut plus être valorisée, ce qui réduit l'accumulation de capital humain des enfants. De ce fait, plus forte est l'intensité des restructurations, plus faible est le niveau de capital humain atteint par les enfants.

La question est alors la suivante : quel indicateur de l'intensité des restructurations industrielles doit-on considérer ? Les restructurations peuvent être approchées par la variation de la part de l'emploi ou de la valeur ajoutée d'un secteur d'activité dans une économie donnée. C'est ce que fait la littérature empirique qui aborde les conséquences des restructurations industrielles sur l'emploi et les inégalités : l'intensité des restructurations industrielles à un moment et en un endroit donné est habituellement approximée par la variation de l'emploi dans le secteur en restructuration, en niveau (Diprete, 1993 ; Bernard et Jensen, 2000) ou relativement à l'emploi (Newel et Pastore, 2000 ; Beeson *et al.*, 2001).

Par conséquent, afin de rendre compte de l'intensité des restructurations industrielles, nous construisons des indicateurs qui dépendent de la variation de la part occupée par l'emploi des industries traditionnelles dans l'emploi total (PIT), sur une période et pour une zone géographique données. Pour caractériser les industries traditionnelles, nous retenons les secteurs d'activité dans lesquels les restructurations industrielles ont pu faire l'objet de politiques publiques depuis plus de 30 ans : l'acier et la métallurgie, les mines, le textile et l'habillement<sup>6</sup>. En considérant le département pour définir la localité de naissance de l'individu, la PIT est ainsi mesurée pour une année donnée :

$$PIT = \frac{\text{nombre de travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département considéré}}{\text{population active employée dans le département considéré}}$$

Nous considérons alors deux approches alternatives. Dans la première, nous nous plaçons sur une période de temps qui nous permet de mesurer les restructurations sur la plus grande partie de la scolarité de l'individu : des 6 aux 20 ans de ce dernier ; nous nommons cette variable « varPIT(1) ». Dans la seconde, nous approchons les restructurations industrielles en utilisant la variation de la PIT entre 1946 et 1999, qui ne dépend plus que du département de résidence de l'individu, mais permet de mesurer les restructurations sur toute la période suivant la Seconde Guerre Mondiale ; nous appelons cette variable « varPIT(2) ».

---

<sup>6</sup> Certaines études empiriques analysent l'effet des restructurations industrielles dans un unique secteur d'activité, celui de l'acier (Beeson et Tannery, 2004). Cependant, notre article se situe dans le contexte de restructurations substantielles qui se sont produites en France depuis la fin des années 1960.

### 3. Statistiques descriptives

#### 3.1. Les données

Les enquêtes *Formation et Qualification Professionnelle* (FQP)

Elles sont réalisées par l'INSEE et donnent des renseignements sur le statut professionnel des individus d'un échantillon représentatif de la population. Elles fournissent aussi une information sur l'éducation et sur la mobilité sociale entre deux générations. Depuis 1964, ces enquêtes sont menées en parallèle au recensement de la population. La dernière date de 2003. Depuis 1993, l'enquête FQP comprend des individus âgés de 20 à 64 ans et est construite autour d'un échantillon de ménages tirés aléatoirement dans « l'échantillon maître » établi par l'INSEE pour le recensement de la population.

*Le Recensement de la Population* (RP)

Il a été mené tous les 8 à 10 ans entre 1946 et 1999 par l'INSEE. Les données de recensement contiennent des informations à trois niveaux géographiques : les villes, les départements et les régions. Les dernières versions du recensement abordent quatre thèmes principaux : la population, les conditions de vie, l'éducation, l'emploi et le travail. Nous utilisons cette enquête sur la période 1946-1999 pour construire les indicateurs de restructurations industrielles présentés en 2.2.

*L'échantillon final*

Dans les enquêtes FQP, certains individus sont toujours en cours de scolarisation. Si nous n'en tenons pas compte, nous introduisons un biais lors de l'estimation de la fonction de production d'éducation. Pour éviter cet écueil, un modèle de sélection peut être estimé (Heckman, 1979). Cependant, une telle stratégie implique de modéliser la probabilité qu'a un individu d'avoir fini ses études au moment de l'enquête. En d'autres termes, elle requiert l'estimation d'une équation de sélection. Il est alors nécessaire de trouver au moins une variable qui détermine cette sélection sans expliquer le niveau final d'éducation de l'individu. Trouver de tels instruments est souvent un exercice difficile. Pour cette raison, nous décidons d'évincer de l'échantillon tous les individus qui ont moins de 30 ans : à cet âge, la plus grande partie des personnes considérées ont fini leurs études. Ce critère étant exogène, nous n'introduisons ainsi aucun biais de sélection.

L'échantillon final est constitué par jointure entre, d'une part, une compilation de données de l'enquête FQP (1993 et 2003) et, d'autre part, de données de recensement de la population française, formant ainsi une base de données de 37110 individus.

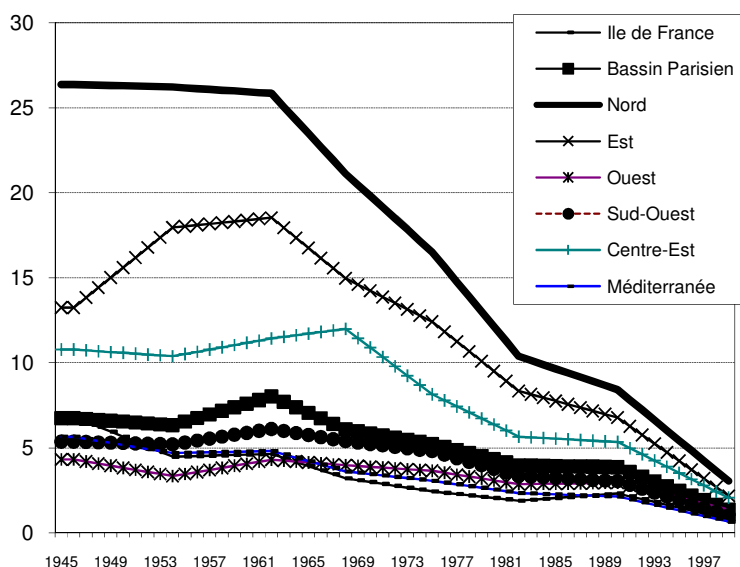
#### 3.2. Restructurations industrielles et accumulation de capital humain

La figure 1 présente l'évolution de la part de l'emploi des industries traditionnelles (PIT) dans l'emploi total de chaque Z.E.A.T. (*Zones d'Etude et d'Aménagement du Territoire*). Elle met en évidence l'importance des restructurations industrielles en France : la PIT diminue fortement depuis le milieu des années 1960<sup>7</sup>. Nous constatons des différences substantielles dans cette évolution entre Z.E.A.T. sur la période 1946-1999. En particulier, ces changements sont plus prononcés dans la Z.E.A.T. EST et plus encore dans la Z.E.A.T. NORD, où la part des industries traditionnelles reste la plus élevée sur toute la période.

---

<sup>7</sup> Des conclusions similaires peuvent être faites en raisonnant au niveau des départements ou des régions.

**Figure 1.** Part de la population employée dans les industries traditionnelles suivant la Z.E.A.T. considérée (pourcentage, 1946-1999).



Source : recensements de la population (INSEE, 1946-1999).

A partir de notre base de données, nous mettons en évidence une corrélation négative entre les indicateurs de restructurations et le nombre d'années d'éducation (cf. tableau 1.a). Par exemple, considérons le cas où la PIT est mesurée au moment des 6 ans de l'individu. En moyenne, les personnes qui atteignent un niveau d'éducation faible (entre 0 et 9 années d'éducation) ont vécu dans un département caractérisé par une PIT élevée (9,03%). Au contraire, les individus qui ont résidé dans les localités caractérisées par une plus faible PIT (7,00%) ont des niveaux d'éducation plus élevés (14 années et plus) en moyenne. Lorsque l'on considère la variation de la PIT qui est l'indicateur des restructurations industrielles retenu, la relation est moins claire. En effet, d'un côté, en regardant la variation de la PIT sur la période 1946-1999 (comme sur la figure 1), nous voyons une corrélation négative entre les restructurations industrielles et l'accumulation de capital humain. Par contre, en observant la variation de la PIT entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu (sur la durée théorique moyenne de scolarisation), la relation précédente ne peut plus être mise en évidence.

**Tableau 1.a.** Restructurations industrielles et accumulation de capital humain (nombre d'années d'éducation comme proxy du niveau de capital humain).

Variables	Moyenne (Ecart-type)		
	0-9 ans	10-13 ans	14 ans et plus
Part des individus concernés parmi les individus enquêtés	33,35 %	45,37%	21,28 %
Part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)			
Lorsque l'individu a 6 ans	9,03 (8,23)	7,79 (7,30)	7,00 (6,65)
Lorsque l'individu a 20 ans	8,02 (7,22)	6,12 (5,63)	5,48 (5,08)
VARIATION de la part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)			
Entre 1946 et 1999	9,23 (7,81)	8,77 (7,43)	8,54 (7,05)



Entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu	1,78 (2,67)	2,09 (2,96)	1,86 (2,72)
Nombre d'individus	12377	16835	7898

Sources : enquêtes FQP (INSEE ; 1993 et 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999).

Comme souligné à la sous-section précédente, les conséquences des restructurations industrielles peuvent être reliées aux origines sociales de l'individu. En fait, quelle que soit la variation de PIT retenue, le tableau 1.b montre qu'un individu dont le père est un ouvrier a été plus fréquemment confronté aux restructurations industrielles qu'un individu dont le père est un employé, un cadre ou est issu des professions intermédiaires<sup>8</sup>.

**Tableau 1.b.** Restructurations industrielles et statut socioprofessionnel du père.

Variables	Moyenne (Ecart-type)			
	Cadre	Profession intermédiaire	Employé	Ouvrier
Statut socioprofessionnel du père				
Part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Lorsque l'individu a 6 ans	7,34 (6,81)	7,81 (7,40)	7,69 (7,27)	9,05 (8,30)
Lorsque l'individu a 20 ans	6,24 (5,84)	6,17 (5,87)	6,40 (6,09)	7,32 (6,72)
VARIATION de la part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Entre 1946 et 1999	8,16 (6,68)	9,15 (7,52)	8,67 (7,23)	9,93 (8,24)
Entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu	1,67 (2,47)	2,10 (2,89)	1,84 (2,70)	2,31 (3,17)

Sources: enquêtes FQP (INSEE ; 1993 et 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999).

En croisant les tableaux 1.a et 1.b, nous trouvons que les individus avec de faibles niveaux d'éducation et de père ouvrier sont associés plus fréquemment à des niveaux de PIT plus importants que les autres (tableau 1.c). De plus, les mêmes individus ont expérimenté de plus fortes restructurations industrielles que les autres en considérant la variation de la PIT sur la période 1946-1999. Une même conclusion peut être établie pour les individus dont le père a un autre statut socioprofessionnel, même si, pour un niveau d'éducation donné (0-9 ans ; 10-13 ans ; 14 ans et plus), un individu dont le père est un ouvrier a souffert de restructurations industrielles plus fortes qu'un individu d'une autre origine sociale. Cependant, la relation reste ambiguë si l'on considère la variation de la PIT entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu.

**Tableau 1.c.** Restructurations industrielles et accumulation de capital humain, suivant le statut socioprofessionnel du père (nombre d'années d'éducation comme proxy du niveau de capital humain).

Variables	Moyenne (Ecart-type)			
	0-9 ans			
Statut socioprofessionnel du père	Cadre	Profession intermédiaire	Employé	Ouvrier
Part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Lorsque l'individu a 6 ans	8,24 (7,73)	9,50 (8,48)	8,33 (7,63)	10,11 (8,92)
Lorsque l'individu a 20 ans	7,51 (6,96)	8,39 (7,71)	7,47 (6,79)	8,74 (7,68)

<sup>8</sup> Dans ce tableau, nous ne conservons que les quatre principales origines sociales du père de l'individu. Les deux dernières (agriculteur and commerçant) sont utilisées seulement lors de l'estimation économétrique.

VARIATION de la part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Entre 1946 et 1999	8,45 (7,18)	10,15 (8,03)	8,85 (7,33)	10,37 (8,45)
Entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu	1,51 (2,34)	2,00 (2,70)	1,70 (2,55)	2,13 (2,98)
<b>Nombre d'années d'éducation =</b>	<b>10-13 ans</b>			
Statut socioprofessionnel du père	Cadre	Profession intermédiaire	Employé	Ouvrier
Part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Lorsque l'individu a 6 ans	7,16 (6,54)	7,91 (7,46)	7,67 (7,27)	8,48 (7,86)
Lorsque l'individu a 20 ans	5,92 (5,46)	6,12 (5,74)	6,20 (5,95)	6,40 (5,78)
VARIATION de la part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Entre 1946 et 1999	8,00 (6,48)	9,09 (7,57)	8,64 (7,28)	9,66 (8,13)
Entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu	1,72 (2,49)	2,10 (2,98)	1,92 (2,76)	2,49 (3,34)
<b>Nombre d'années d'éducation =</b>	<b>14 ans et plus</b>			
Statut socioprofessionnel du père	Cadre	Profession intermédiaire	Employé	Ouvrier
Part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Lorsque l'individu a 6 ans	6,94 (6,40)	7,13 (6,81)	7,02 (6,77)	7,43 (7,06)
Lorsque l'individu a 20 ans	5,65 (5,18)	5,43 (5,04)	5,61 (5,34)	5,51 (5,02)
VARIATION de la part des travailleurs employés dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
Entre 1946 et 1999	8,19 (6,58)	8,86 (7,24)	8,53 (7,04)	9,31 (7,77)
Entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu	1,71 (2,54)	2,00 (2,82)	1,81 (2,68)	2,22 (3,04)

Sources : enquêtes FQP (INSEE ; 1993 et 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999).

Si l'on s'intéresse à la relation entre les indicateurs construits à partir de la PIT et le niveau du plus haut diplôme atteint, nous trouvons des corrélations similaires<sup>9</sup>.

Néanmoins, cette corrélation (négative) entre les restructurations industrielles et le niveau d'éducation ne reflète pas nécessairement un effet causal des premières sur le second. En fait, comme l'évoque la littérature sur l'accumulation de capital humain, de nombreux facteurs sont également susceptibles d'expliquer le niveau d'éducation de l'individu.

### 3.3. Autres déterminants de l'accumulation de capital humain

Dans la littérature portant sur la mobilité intergénérationnelle de capital humain, l'accumulation de capital humain a plusieurs origines possibles :

(i) Le niveau de *capital humain des parents*, par le biais des externalités intra-familiales, *i.e.* de la transmission directe de capital humain des parents aux enfants (Becker et Tomes, 1986 ; Daouli *et al.*, 2010).

(ii) *L'origine sociale* (Haveman et Wolfe, 1995). Nous prendrons en compte la catégorie socioprofessionnelle du père. Notons que cet indicateur de l'origine sociale de l'individu peut être un proxy du niveau de revenu familial. La catégorie socio-professionnelle s'avère en effet

<sup>9</sup> Les tableaux correspondants sont disponibles auprès des auteurs sur demande.

être très corrélée avec le revenu (Nickell, 1982 ; Johnson, 2002) et est aussi très stable à long terme (Nickell, 1982 ; Ermish et Francesconi, 2002).

(iii) *D'autres variables qui caractérisent l'individu ou sa famille.* L'année de naissance peut nous permettre de tenir compte d'effets générationnels dans l'accumulation du capital humain. Le *genre* peut aussi avoir un impact : les filles ont souvent de meilleurs résultats à l'école que les garçons (Sakata and Mc Kenzie, 2003 ; Ministère de l'Éducation Nationale, 2008). Par ailleurs, avoir de nombreux frères et sœurs peut affecter négativement le niveau d'éducation de l'individu (Becker et Tomes, 1976 ; Heineck et Riphahn, 2007). De plus, *le rang de l'individu dans la fratrie* est susceptible d'influencer son niveau d'éducation (par exemple, le troisième né d'une famille pourrait être défavorisé par rapport au premier né).

Ainsi, le tableau 1.d. montre une relation : (i) positive entre le niveau d'éducation de l'individu et celui de ses parents ; (ii) négative entre le niveau d'éducation de l'individu et la taille de la famille ou le rang dans la fratrie ; (iii) ambiguë entre le niveau d'éducation de l'individu et le fait d'être une femme. Enfin, on note des différences dans les niveaux d'éducation des individus suivant la ZEAT considérée : par exemple, les personnes avec un bas niveau d'éducation naissent moins fréquemment dans les ZEAT « Nord » ou « Est » et plus fréquemment en « Région parisienne<sup>10</sup> ».

**Tableau 1.d.** Déterminants de l'accumulation de capital humain  
(nombre d'années d'éducation comme proxy du niveau de capital humain).

Variables	Moyenne (Ecart-type)		
	0-9 ans	10-13 ans	14 ans et plus
Nombre d'années d'éducation			
Part des individus concernés parmi les individus enquêtés	33,35 %	45,37%	21,28 %
Nombre moyen d'années d'éducation	7,56 (1,37)	11,26 (0,97)	16,02 (2,13)
Nombre moyen d'années d'éducation du père	6,15 (1,65)	7,48 (2,37)	9,46 (3,22)
Nombre moyen d'années d'éducation de la mère	6,07 (1,21)	7,15 (1,93)	8,78 (2,80)
Nombre moyen d'années d'éducation dans la région où l'individu réside lorsqu'il a 10 ans	5,83 (0,91)	6,60 (1,32)	7,18 (1,65)
Part de la population dans la ZEAT considérée :			
- Région parisienne	23,06%	45,76%	31,18%
- Bassin Parisien	40,66%	42,17%	17,17%
- Nord	38,79%	42,49%	18,72%
- Est	35,32%	42,49%	19,09%
- Ouest	34,31%	47,39%	18,13%
- Sud-Ouest	31,59%	47,39%	21%
- Centre-Est	29,03%	46,77%	24,4%
- Méditerranée	28,50%	47%	24,5%
Part chez les hommes	32,64%	46,45%	20,91%
Part chez les femmes	34%	44,38%	21,62%
Individus nés avant 1953	52,39%	34,33%	13,28%
Individus nés à partir de 1953	17,65%	54,46%	27,89%
Nombre de frères et sœurs	3,60 (2,73)	2,6 (2,08)	2,02 (1,67)
Rang dans la fratrie	2,89 (2,09)	2,37 (1,68)	2,02 (1,37)
Individu dont le père est agriculteur	49,21%	39,09%	11,7%
Individu dont le père est commerçant	24,64%	48,38%	26,98%
Individu dont le père est cadre	5,69%	31,56%	62,75%

<sup>10</sup> Des corrélations similaires peuvent être relevées entre le diplôme de plus haut niveau atteint par l'individu enquêté et les variables de contrôle.

Individu dont le père est de profession intermédiaire	13,49%	48,85%	37,66%
Individu dont le père est employé	25,74%	62,86%	11,42%
Individu dont le père est ouvrier	43,18%	46,28%	10,54%
Nombre d'individus	12377	16835	7898

Sources : enquêtes FQP (INSEE ; 1993 et 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999).

Cette section a mis en évidence une corrélation négative entre les restructurations industrielles et le niveau d'éducation des individus. Cependant, cette relation peut être due à des différences dans les caractéristiques individuelles ou locales qui ont été présentées ci-dessus. Pour obtenir un effet net des restructurations, nous estimons économétriquement une fonction de production de capital humain pour contrôler de toutes ces caractéristiques.

#### 4. La stratégie empirique

La fonction de production de capital humain que nous estimons est de la forme (*cf.* Mulligan, 1997) :

$$y_i = \delta + \eta \cdot y_i(-1) + \sum_{v=1}^k \gamma_v x_{i,v} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $y_i$  correspond au niveau d'éducation de l'individu  $i$ ,  $y_i(-1)$  à celui de ses parents et  $x_{i,v}$  est un vecteur de variables explicatives supplémentaires.

Dans la liste des variables explicatives, nous incluons un indicateur des restructurations industrielles et les variables de contrôle (*cf.* les sous-sections 2.2 et 3.3).

Plus précisément, nous estimons deux modèles économétriques complémentaires suggérés par les deux possibilités que nous avons d'approximer le niveau d'éducation d'un individu (nombre d'années de scolarité, plus haut diplôme obtenu).

Le premier modèle utilise *la durée de scolarisation en années comme proxy du niveau de capital humain*. Si nous supposons une relation linéaire entre la variable dépendante (en logarithme ici) et toutes les variables explicatives, la fonction de production d'éducation à estimer se présente ainsi :

$$h_i = \delta + \eta \cdot h_i(-1) + \gamma_T \cdot T_i + \gamma_{artisan} \cdot artisan_i + \gamma_{cadre} \cdot cadre_i + \gamma_{int} \cdot int_i + \gamma_{employé} \cdot employé_i + \gamma_{agricult} \cdot agricult_i + \gamma_1 \cdot artisan_i \times T_i + \gamma_2 \cdot cadre_i \times T_i + \gamma_3 \cdot int_i \times T_i + \gamma_4 \cdot employé_i \times T_i + \gamma_5 \cdot agricult_i \times T_i + \gamma_{naiss} \cdot naiss_i + \gamma_{berthoin} \cdot berthoin_i + \gamma_g \cdot g_i + \gamma_{frat} \cdot frat_i + \sum_z \gamma_z \cdot I_{zi} + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $h_i$  représente le logarithme du niveau de capital humain de l'individu  $i$  et  $h_i(-1)$  celui de ses parents.  $T_i$  correspond aux restructurations industrielles, cet indicateur étant calculé au niveau des départements. Les variables  $artisan_i$ ,  $cadre_i$ ,  $int_i$ ,  $employé_i$ ,  $agricult_i$  et  $ouvrier_i$  sont des indicatrices pour chaque PCS possible (1 chiffre) du le père de l'individu  $i$  : 'artisans, commerçants et chefs d'entreprise', 'cadres et professions intellectuelles supérieures', 'professions intermédiaires', 'employés', 'agriculteurs exploitants' et 'ouvriers'.

Des variables d'interaction sont introduites dans la relation estimée. En effet, on s'attend à ce que l'effet des restructurations industrielles soit différencié selon le statut socioprofessionnel du père (section 2). Pour en tenir compte, les variables  $artisan_i \times T_i$ ,  $cadre_i \times T_i$ ,  $int_i \times T_i$ ,  $employé_i \times T_i$ , and  $agricult_i \times T_i$  croisant l'indicateur des restructurations industrielles et la PCS du père de l'individu  $i$  sont également présentes dans l'équation (2), la PCS 'ouvriers' étant la référence. La variable  $Berthoin_i$  nous permet de tester l'effet de la loi Berthoin (1959) : il s'agit d'une indicatrice prenant la valeur 1 si l'individu  $i$  est né à partir de 1953, ou 0 sinon<sup>11</sup>.  $Naiss_i$  correspond à l'année de naissance de l'individu.  $g_i$  est une variable prenant la valeur 1 si l'individu est une femme et 0 sinon.  $frat_i$  désigne soit la taille de la famille (nombre de frères et sœurs de l'individu) ou le rang dans la fratrie.

Les variables  $l_{zi}$  sont des variables muettes indiquant la localité de naissance de l'individu  $i$  (la région ou le département). Des régressions seront menées en incluant ces variables dans la liste des régresseurs. L'équation (2) est estimée par les MCO<sup>12</sup>.

Le deuxième modèle économétrique utilise le niveau de capital humain comme variable latente dans un modèle polytomique ordonné où la variable expliquée est *le plus haut niveau de diplôme atteint par l'individu*. Dans ce dernier modèle, la variable expliquée est discrète et comporte sept modalités. La première désigne le plus bas niveau de diplôme. La dernière renvoie au plus haut niveau de diplôme<sup>13</sup>. La variable dépendante de notre modèle polytomique ordonné est ainsi définie :

$$h_i = \begin{cases} 1 & \text{si } h_i^* < \alpha_1 \\ 2 & \text{si } \alpha_1 \leq h_i^* < \alpha_2 \\ \dots & \\ 7 & \text{si } h_i^* \geq \alpha_6 \end{cases} \quad (3)$$

où les  $\alpha_z$  sont les seuils de la variable latente  $h_i^*$  qui correspond au niveau de capital humain accumulé par l'individu  $i$ . Puisque  $h_i^*$  est inobservée, nous modélisons  $h_i^*$  par l'équation :

$$h_i^* = \beta X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

les  $X_i$  représentant un vecteur de variables explicatives (les mêmes que celles mobilisées pour l'estimation de l'équation (2)<sup>14</sup>). Le modèle défini par les équations (3) et (4) est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance.

<sup>11</sup> La loi Berthoin [1959] allonge le nombre d'années d'éducation en France en portant l'âge minimum de fin d'étude à 16 ans pour les individus nés à partir de 1953.

<sup>12</sup> Par ailleurs, la variable « nombre d'années d'éducation » étant discrète, nous pouvons également utiliser un modèle suivant une loi binomiale non négative ou une loi de Poisson, estimé par maximum de vraisemblance. Les résultats, similaires à ceux obtenus par l'application des MCO, sont disponibles auprès des auteurs.

<sup>13</sup> Nous considérons sept niveaux d'éducation (nomenclature INSEE) pour l'enquêté : de « sans diplôme / CEP » (niveau VI) à « Bac+5 et plus » (niveau I).

<sup>14</sup> Dans ce dernier cas, nous considérons cependant le plus haut niveau de diplôme atteint par les parents comme proxy du capital humain.

## 5. Résultats et discussion

### 5.1. Résultats

Dans un premier temps, nous nous focalisons sur les résultats de l'estimation de l'équation (1) qui utilise le nombre d'années d'éducation comme proxy du capital humain de l'individu.

Le tableau 2 montre l'importance du rôle des parents dans l'explication du niveau d'éducation de leurs enfants. En effet, le coefficient associé à la variable « *durée de scolarisation du parent avec le plus haut niveau d'éducation* » est toujours significatif, avec une valeur conforme à ce qui est reporté dans la littérature, autour de 0,22.

Par ailleurs, la plupart des autres variables de contrôle ont l'effet attendu sur l'accumulation de capital humain. Ainsi, il y a bien un effet générationnel dans l'accumulation de capital humain qui reflète l'avantage relatif des plus jeunes générations. Le fait d'appartenir à une génération née à partir de 1953 est corrélé positivement avec le niveau d'éducation : ce signe corrobore l'impact de la loi Berthoin (1959). Par contre, il n'est pas possible de déterminer un effet significatif du genre. En outre, la taille de la famille a un impact négatif sur le niveau d'éducation<sup>15</sup>. Ensuite, les individus d'origine sociale plus modeste atteignent un niveau d'éducation plus faible (*cf.* le cas des enfants d'employé ou d'ouvrier *vs.* de cadre).

Considérons maintenant les coefficients des deux variables de restructurations (varPIT(1) et varPIT(2)). Si l'on considère les régressions sans indicatrices de localisation géographique, les résultats montrent un *effet négatif des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain pour les enfants d'ouvriers*.

Le tableau 3 qui reporte les effets marginaux des restructurations pour ces individus fait ainsi apparaître qu'une augmentation d'un point de pourcentage de l'indicateur de restructuration conduit à une baisse d'environ 0,14% de la durée d'éducation des individus de parents ouvriers. Ce résultat ne tient néanmoins plus dans le cas où l'on inclut également des indicatrices départementales ou régionales.

**Tableau 2.** Estimation d'un modèle linéaire

Variable expliquée: (log.) nombre d'années d'éducation		(1)	(2)	(3)	(4)
Constante		-12.417*** (0.4726)	-12.529*** (0.4700)	-12.599*** (0.4733)	-12.657*** (0.4718)
Niveau d'éducation des parents (log. du)		0.2224*** (0.0055)	0.2223*** (0.0054)	0.2205*** (0.0055)	0.2206*** (0.0055)
<b>Restructurations industrielles</b> (*)	<b>varPIT(1)</b>	<b>-0.0013**</b> (0.0005)	-	<b>0.0010</b> (0.0008)	-
	<b>varPIT(2)</b>	-	<b>-0.0014***</b> (0.0002)	-	<b>0.0001</b> (0.0004)
Origine sociale	<i>Ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	Commerçant	0.1045*** (0.0055)	0.0926*** (0.0067)	0.1003*** (0.0055)	0.0896*** (0.0071)
	Cadre	0.2330*** (0.0064)	0.2077*** (0.0086)	0.2298*** (0.0065)	0.2028*** (0.0081)
	Profession intermédiaire	0.1434*** (0.0052)	0.1356*** (0.0068)	0.1413*** (0.0052)	0.1324*** (0.0064)
	Employé	0.0858*** (0.0055)	0.0749*** (0.0070)	0.0836*** (0.0055)	0.0721*** (0.0069)
	Agriculteur	0.0181*** (0.0049)	0.0090 (0.0061)	0.0105** (0.0050)	0.0052 (0.0064)
<b>Restructurations industrielles</b>	<i>Ouvrier</i> x (*)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<b>Commerçant</b> x (*)	-0.0023 (0.0016)	0.0008 (0.0006)	-0.0024 (0.0016)	0.0007 (0.0007)

<sup>15</sup> Les estimations menées avec le rang de la fratrie en lieu et place de la taille de la famille conduisent à des résultats similaires.

x statut socio-professionnel du père	Cadre x (*)	-0.0025 (0.0017)	0.0024*** (0.0008)	-0.0021 (0.0017)	0.0026*** (0.0007)
	Profession intermédiaire x (*)	-0.0028** (0.0012)	0.0001 (0.0006)	-0.0025** (0.0012)	0.0003 (0.0005)
	Employé x (*)	-0.0003 (0.0014)	0.0011* (0.0006)	-0.0003 (0.0014)	0.0012* (0.0006)
	Agriculteur x (*)	0.0055*** (0.0017)	0.0019*** (0.0006)	0.0056*** (0.0018)	0.0018 (0.0006)
Année de naissance	0.0073*** (0.0002)	0.0074*** (0.0002)	0.0074*** (0.0002)	0.0074*** (0.0002)	
Né après 1952	0.0374*** (0.0049)	0.0348*** (0.0048)	0.0341*** (0.005)	0.0350*** (0.0049)	
Etre une femme	-0.0034 (0.0026)	-0.0032 (0.0026)	-0.0033 (0.0026)	-0.0033 (0.0026)	
Nombre de frères et sœurs	-0.0194*** (0.0006)	-0.0192*** (0.0006)	-0.0189*** (0.0006)	-0.0187*** (0.0006)	
<b>Indicatrices départementales</b>	-	-	<b>Oui</b>	-	
<b>Indicatrices régionales</b>	-	-	-	<b>Oui</b>	
R2	0.36	0.36	0.37	0.37	
Nombre d'individus	35416	35416	35416	35416	

Sources : enquêtes FQP (INSEE; 1993, 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999). Calculs des auteurs sous SAS et Stata.  
Notes : \*\*\*, \*\* et \* : niveaux de significativité, respectivement de 1%, 5% et 10%. Ecarts-types entre parenthèses.

**Tableau 3. Effets marginaux des restructurations industrielles\* pour les enfants d'ouvrier.**

Variables de restructurations industrielles	<i>varPIT(1)</i>	<i>varPIT(2)</i>
	<i>sans indicatrice géographique</i>	<i>sans indicatrice géographique</i>
Ouvrier	-0,13%	-0,14%

\*Impact d'une augmentation de 1 point de pourcentage de la variable de restructuration sur le nombre d'années d'éducation.

Source : calculs sur la base du tableau 3.

Dans un second temps, nous nous intéressons aux résultats du deuxième modèle où le diplôme de plus haut niveau est la variable expliquée. Les coefficients estimés sont présentés dans le tableau 4. Que les indicatrices codant pour la localité de naissance de l'individu soient présentes ou non, les résultats indiquent systématiquement un effet négatif des restructurations<sup>16</sup>. Les effets marginaux des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain sont reportés dans le tableau 5.

**Tableau 4. Estimation d'un modèle polytomique ordonné**

Variable expliquée : niveau de diplôme		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Constantes</i>					
Diplôme du parent le plus éduqué	<i>Sans diplôme</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	Brevet	0.9670*** (0.0520)	0.9770*** (0.0509)	0.9495*** (0.0523)	0.9674*** (0.0511)
	CAP/BEP	0.4640*** (0.0259)	0.4677*** (0.0257)	0.4610*** (0.0262)	0.4640*** (0.0259)
	<i>Baccalauréat</i>	1.1483*** (0.0463)	1.1600*** (0.0457)	1.1326*** (0.0466)	1.1530*** (0.0459)
	Bac+2	1.3914*** (0.0638)	1.3836*** (0.0633)	1.3784*** (0.0637)	1.3812*** (0.0631)
	Bac+3 et plus	2.0934*** (0.0609)	2.1115*** (0.0604)	2.0730*** (0.0613)	2.1001*** (0.0605)
Restructurations industrielles (*)	<b>varPIT(1)</b>	<b>-0.0187***</b> (0.0046)	-	<b>-0.0130*</b> (0.0068)	-
	<b>varPIT(2)</b>	-	<b>-0.0111***</b> (0.0017)	-	<b>-0.0052*</b> (0.0032)
Origine sociale	<i>Ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	Commerçant	0.6392***	0.5715**	0.6211***	0.5628***

<sup>16</sup> Les coefficients estimés pour les variables de contrôle sont cohérents avec ce qui était attendu.

		(0.0394)	(0.04963)	(0.0396)	(0.0497)
	Cadre	1.2092*** (0.0588)	1.0137*** (0.0709)	1.2024*** (0.0593)	1.0109*** (0.0714)
	Profession intermédiaire	0.8130*** (0.0408)	0.7469*** (0.0497)	0.8138*** (0.0412)	0.7444*** (0.0499)
	Employé	0.4455*** (0.0408)	0.3753*** (0.0502)	0.4375*** (0.0410)	0.3707*** (0.0503)
	Agriculteur	0.1814*** (0.0354)	0.0991*** (0.0446)	0.1294*** (0.0368)	0.0816* (0.0457)
<b>Restructurations industrielles x statut socio-professionnel du père</b>	<b>Ouvrier x (*)</b>	<b>Réf.</b>	<b>Réf.</b>	<b>Réf.</b>	<b>Réf.</b>
	<b>Commerçant x (*)</b>	0.0007 (0.0128)	0.0082** (0.0047)	-0.00005 (0.0131)	0.0076 (0.0047)
	<b>Cadre x (*)</b>	-0.0011 (0.0149)	0.0216*** (0.0056)	0.0010 (0.0151)	0.0221** (0.0056)
	<b>Profession intermédiaire x (*)</b>	-0.0046 (0.0102)	0.0055 (0.0039)	-0.0040 (0.0103)	0.0056 (0.0039)
	<b>Employé x (*)</b>	0.0177 (0.0117)	0.0121 (0.0044)	0.0192 (0.0118)	0.0125*** (0.0044)
	<b>Agriculteur x (*)</b>	0.0417*** (0.0134)	0.0104 (0.0047)	0.0455*** (0.0138)	0.0092* (0.0048)
	Année de naissance	0.0507*** (0.0018)	0.0523*** (0.0017)	0.0518*** (0.0018)	0.0526*** (0.0017)
Né après 1952	-0.1459*** (0.0366)	-0.1813*** (0.0358)	-0.1587*** (0.0374)	-0.1797*** (0.0359)	
Etre une femme	-0.0386** (0.0196)	-0.0590** (0.0193)	-0.0385** (0.0197)	-0.0595*** (0.0193)	
Nombre de frères et sœurs	-0.1532*** (0.0047)	-0.1521*** (0.0046)	-0.1506*** (0.0047)	-0.1494*** (0.0046)	
<b>Indicatrices départementales</b>	-	-	<b>Oui</b>	-	
<b>Indicatrices régionales</b>	-	-	-	<b>Oui</b>	
Nombre d'individus	35437	35437	35437	35437	

Sources : enquêtes FQP (INSEE ; 1993, 2003) et recensements de la population (INSEE ; 1946-1999). Calculs des auteurs sous SAS et Stata.  
Notes : \*\*\*, \*\* et \* : niveaux de significativité, respectivement de 1%, 5% et 10%. Ecart-types entre parenthèses.

**Table 5. Effets marginaux des restructurations industrielles\* sur la probabilité d'atteindre un niveau donné de diplôme pour les enfants d'ouvrier**

Variables de restructurations industrielles	Sans diplôme/CEP	Brevet	CAP/BEP	BAC	Bac+2	Bac+3/4	Bac +5 et plus
<i>varSTI(1)</i>	+0,37%	+0,06%	-0,06%	-0,16%	-0,12%	-0,04%	-0,05%
<i>varSTI(2)</i>	+0,23%	+0,04%	-0,044%	-0,099%	-0,07%	-0,025%	-0,031%
<i>varSTI(1) avec indicatrices locales</i>	+0,26%	+0,048%	-0,042%	-0,115%	-0,080%	-0,030%	-0,037%
<i>varSTI(2) avec indicatrices locales</i>	+0,107%	+0,018%	-0,021%	-0,046%	-0,031%	-0,011%	-0,014%

\* Impact de la hausse d'un point de pourcentage de la variable de restructuration.  
Source : Tableau 4.

Les restructurations industrielles accroissent la probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau pour les enfants d'ouvriers. Au contraire, elles diminuent la probabilité qu'a un individu de ce groupe d'avoir un diplôme de haut niveau. Par exemple, un accroissement de 1 point de pourcentage des restructurations industrielles conduit à une hausse de la probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau (Sans diplôme/CEP) de l'ordre de 0,11 à 0,37% (tableau 5, colonne 1). A l'inverse, toutes choses égales par ailleurs, il entraîne une baisse de la probabilité d'obtenir un diplôme de plus haut niveau, de 0,05 à 0,16% pour le Baccalauréat (tableau 5, colonne 4).

Dans le cas du modèle 2 comme dans le cas du modèle 1, les résultats sont amoindris lorsque l'on tient compte d'effets régionaux ou départementaux. Ceci n'est pas trop surprenant dans la mesure où les indicateurs de restructurations recouvrent une dimension spatiale très largement partagée par les indicatrices de localisation géographique (régions ou départements) de l'individu ; l'information qu'elles apportent pourrait ainsi s'avérer redondante. Par ailleurs, tenir compte de ces effets nous pousse à introduire dans l'équation estimée un grand nombre de variables (en particulier pour les indicatrices départementales), ce qui a pour conséquence de diminuer la précision des estimations (cf. le tableau 4 où les écarts-types augmentent de 50



à 100%). Les résultats avec indicatrices de localité de naissance l'individu sont donc à prendre avec précaution.

Quoiqu'il en soit, les estimations associées aux deux modèles conduisent à une conclusion commune : les restructurations industrielles diminuent le niveau d'éducation des individus dont les parents ont un bas niveau de qualification.

## 5.2. Discussion

Cette sous-section présente une manière d'interpréter les effets marginaux des tableaux 3 et 5.

### Premièrement, interprétons les résultats du modèle linéaire

Pour cela, nous considérons deux individus référents qui ont 6 ans en 1962 (et donc 20 ans en 1976), sont de père ouvrier et vivent dans deux départements nettement différenciés en termes de restructurations industrielles. Le premier est né dans le Pas de Calais, département qui a été fortement touché par les restructurations. Le second est né dans le Gers, département qui n'a pratiquement connu aucune restructuration (tableau 6). Nous discutons alors l'effet des restructurations industrielles dans le cas des régressions sans indicatrice de localisation géographique.

**Tableau 6.** Part de l'emploi des industries traditionnelles (PIT) dans la population totale active employée (%).

Année / Département	Gers	Pas de Calais
1946	0,24	29,75
1962	1,08	26,96
1976	0,97	14,23
1999	1,37	2,62

Source : calculs des auteurs sur la base des recensements de la population (INSEE ; 1946-1999).

#### *Interprétation pour varPIT(1)*

Le département du Gers présente une faible évolution de la PIT entre 1962 et 1976 (période sur laquelle varPIT(1) est calculée pour ces deux individus), de  $(0,97 - 1,08) = -0,11$  points de pourcentage (tableau 6). Dans le Pas de Calais, cette variation est de  $(14,23 - 26,96) = -12,73$  points de pourcentage. La différence de varPIT(1) entre les deux individus est alors de 12,62 points de pourcentage  $(12,73 - 0,11)$ .

Si ces deux individus sont de père ouvrier, on attend un différentiel dans la durée de scolarisation de  $(12,62 \times -0,13\%) = -1,65\%$  entre un individu né dans le Pas de Calais et un individu né dans le Gers. Toutes choses égales par ailleurs, pour une durée théorique d'éducation de 15 ans, nous obtenons une différence de durée d'éducation de  $(15 \times -1,65\%) = -0,25$  année entre un individu ayant résidé dans une localité caractérisée par de fortes restructurations et un individu ayant vécu dans une localité sans restructurations. En d'autres termes, *ceteris paribus*, les restructurations substantielles (ici en Pas de Calais) ont diminué de 0,25 année le niveau d'éducation d'un enfant d'ouvrier par rapport à la situation où ce dernier aurait vécu dans un département sans restructurations (ici le Gers).

#### *Interprétation pour varPIT(2)*

Le département du Gers présente une variation de la PIT de  $(1,37 - 0,24) = 1,13$  points de pourcentage entre 1946 et 1999. Dans le Pas de Calais, sur la même période, la variation est négative et de  $(2,62 - 29,75) = -27,13$  points de pourcentage.

La variation de PIT considérée dans nos équations étant prise en valeur absolue, le différentiel de restructurations entre les deux départements est de  $(27,13 + 1,13) = 28,26$  points de pourcentage. Par conséquent, on attend un différentiel dans la durée de scolarisation de  $(28,26 \times -0,14\%) = -3,96\%$  entre un individu né dans le Pas de Calais et un individu né dans le Gers.

Toutes choses égales par ailleurs, si la durée théorique d'éducation est de 15 ans, nous obtenons une différence de durée d'éducation de  $(15 \times -3,96\%) = -0,59$  an entre un individu ayant résidé dans une localité caractérisée par de fortes restructurations et un individu ayant vécu dans une localité sans restructurations. En d'autres termes, *ceteris paribus*, les restructurations substantielles ont diminué de 0,59 année le niveau d'éducation d'un enfant d'ouvrier par rapport à la situation où ce dernier aurait vécu dans un département sans restructurations<sup>17</sup>.

### Deuxièmement, nous nous intéressons aux résultats du modèle polytomique ordonné

Nous considérons les deux mêmes individus que ci-dessus. Le tableau 7 synthétise les résultats du tableau 5.

**Tableau 7.** Effets marginaux des restructurations industrielles sur la probabilité d'atteindre un niveau donné de diplôme

Variable de restructurations industrielles	Diplôme les plus bas (sans diplôme / CEP ou Brevet)	Diplôme les plus élevés (Bac. et supérieurs)
<i>varPIT(1)</i>	+0,43%	-0,43%
<i>varSTI(2)</i>	+0,27%	-0,27%
<i>varSTI(1) avec indicatrices locales</i>	+0,31%	-0,31%
<i>varSTI(2) avec indicatrices locales</i>	+0,13%	-0,13%

\*Impact de la hausse d'un point de pourcentage de la variable de restructuration.

Source : Tableau 5.

#### *Interprétation pour varPIT(1)*

La différence dans *varPIT(1)* entre les deux individus est de 12,62 points de pourcentage (*cf.* ci-dessus). Pour les individus dont le père est ouvrier, on attend un différentiel de probabilité de  $12,62 \times 0,43\% = +5,43\%$  pour un individu du Pas de Calais par rapport à celui du Gers d'obtenir un diplôme de base niveau (Sans diplôme / CEP ou Brevet, tableau 7). En d'autres termes, toutes choses égales par ailleurs, des restructurations industrielles conséquentes accroissent (respectivement diminuent) de 5,43% la probabilité d'avoir un diplôme de bas (respectivement de haut) niveau pour un enfant d'ouvrier relativement à la situation où il aurait vécu dans un département non affecté par les restructurations.

#### *Interprétation pour varPIT(2)*

<sup>17</sup> Seuls les résultats issus des régressions sans indicatrice de localisation géographique de l'individu sont discutés dans cette première approche. En effet, dans le cas avec indicatrices de lieu de naissance de l'individu, l'effet des restructurations est nul mais doit être considéré avec précaution, eu égard au rôle incertain effectivement joué par les variables de localisation.

Le différentiel d'évolution des indicateurs de restructurations entre les deux départements est de 28,26 points de pourcentage (*cf. supra*). De ce fait, pour deux individus d'origine ouvrière, on attend un différentiel de probabilité de  $(28,26 \times 0,27\%) = +7,63\%$  d'avoir un diplôme de bas niveau pour un individu résidant dans le Pas de Calais par rapport à un individu vivant dans le Gers (tableau 7). Toutes choses égales par ailleurs, des restructurations substantielles augmentent (respectivement abaissent) de 7,63% la probabilité d'un enfant d'ouvrier d'avoir un diplôme de bas (respectivement de haut) niveau par rapport à la situation où il aurait résidé dans un département sans restructuration<sup>18</sup>.

## 6. Conclusion

Cet article se propose d'évaluer l'effet des restructurations industrielles sur la mobilité intergénérationnelle de capital humain en France. Pour cela, nous utilisons les données des enquêtes FQP et de recensements de la population et nous estimons une fonction de production de capital humain incluant des indicateurs d'intensité des restructurations industrielles. Nos résultats montrent un impact négatif des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain pour les enfants de parents ouvriers. Ainsi, une augmentation d'un point de pourcentage de l'indicateur de restructurations conduit à une baisse de l'ordre de 0,14% de la durée de scolarisation de ces individus ou à une hausse de leur probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau de 0,27 à 0,43%. Nous montrons ainsi que, toutes choses égales par ailleurs, l'impact négatif des restructurations industrielles peut être évalué à : une diminution de 0,25 à 0,59 année de la durée de scolarisation ou à une hausse (respectivement baisse) de 5,43 à 7,63% de la probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau (respectivement de haut niveau), pour les enfants de parents ouvriers, dans les départements les plus touchés par les restructurations industrielles par rapport aux autres.

Ces résultats indiquent que les restructurations industrielles peuvent avoir d'autres conséquences que celles habituellement considérées dans la littérature (accroissement des inégalités ou du chômage pour la génération courante), en freinant l'accumulation de capital humain des jeunes générations. Ce résultat peut expliquer pourquoi certains groupes d'individus vivant dans des zones anciennement spécialisées en industries traditionnelles ont expérimenté des inégalités persistantes d'éducation ou de revenu. Par conséquent, ces localités peuvent nécessiter des politiques d'éducation spécifiques.

## Bibliographie

- Becker G.S.** et **Tomes N.** (1976), « Child Endowments and the Quantity and Quality of Children », *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, vol. 84, n°4, pp. S143-62.
- Becker G.S.** et **Tomes N.** (1986), « Human Capital and the Rise and Fall of Families », *Journal of Labor Economics*, vol. 4, n°3, Part 2, pp. S1-S39.

---

<sup>18</sup> Même s'ils sont sujets à caution, des calculs identiques peuvent être effectués à partir des résultats des régressions avec indicatrices de localisation géographique. Ainsi, en considérant la régression avec varPIT(1) et les indicatrices départementales, il ressort un différentiel de probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau de 3,91% pour un enfant d'ouvrier vivant dans le Pas de Calais par rapport à la situation où il aurait vécu dans le Gers. Au contraire, en considérant la régression avec varPIT(2) avec indicatrices régionales, un différentiel de probabilité de 3,67% est attendu pour un individu vivant dans le Pas de Calais par rapport à la situation où il aurait résidé dans le Gers.

- Beeson P., Shore-Sheppard L. et Shaw K.** (2001), « Industrial change and wage inequality: Evidence from the steel industry », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 54, n°24, pp. 466-483.
- Beeson P. et Tannery F.** (2004), « The Impact of Industrial Restructuring on Earnings Inequality: the Decline of Steel and Earnings in Pittsburgh », *Growth and Change*, vol. 35, n°1, pp. 21-41.
- Bernard A.B. et Jensen J.B.** (2000), « Understanding increasing and decreasing wage inequality », in Feenstra R. (ed), *The Impact of International Trade on Wages*, University of Chicago Press, Chicago.
- Bluestone B.** (1990), « The Impact of Schooling and Industrial Restructuring on Recent Trends in Wage Inequality in the United States », *American Economic Review*, vol. 80, n°2, pp. 303-307.
- Bouchard P., Saint-Amand J.-C. et Rinfret N.** (2003), *Dynamiques familiales de la réussite scolaire au secondaire*, vol. 1, Québec: Université de Laval.
- Cloutier N.** (1997), « Metropolitan Income Inequality During the 1980s: The Impact of Urban Development, Industrial Mix, and Family Structure », *Journal of Regional Science*, vol. 37, n°3, pp. 459-478.
- Craypo C. et Cormier D.** (2000), « Job restructuring as a determinant of wage inequality and working-poor households », *Journal of Economic Issues*, vol. 34, n°1, pp. 21-42.
- Daouli J., Demoussis M. et Giannakopoulos N.** (2010), « Mothers, fathers and daughters: Intergenerational transmission of education in Greece », *Economics of Education Review*, vol. 29, pp. 83-93.
- DiPrete T.** (1993). « Industrial Restructuring and the Mobility Response of American Workers in the 1980s », *American Sociological Review*, vol. 58, n°1, pp. 74-96.
- Duncan G.J., Yeung W.J., Brooks-Gunn J. et Smith J.R.** (1998), « How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children? », *American Sociological Review*, vol. 63, n°3, pp. 406-423.
- Ermisch J. et Francesconi M.** (2002), « Intergenerational mobility in Britain: New evidence from the BHPS », mimeo, ISER, University of Essex.
- Figura A.** (2003), « The Effect of Restructuring on Unemployment », *Finance and Economics Discussion Series Working Paper*, n°2003-56, Board of Governors of the Federal Reserve System, United States of America.
- Fleury N.** (2007), « Dynamique des qualifications et mobilité intergénérationnelle dans la Région Nord-Pas-de-Calais », Rapport pour la région Nord-Pas de Calais, document de travail EQUIPPE, Université de Lille 1, France.
- Fleury N. et Hellier J.** (2008), « Intergenerational Human Capital Mobility and Industrial Restructuring », *document de travail EQUIPPE*, université de Lille 1, France.
- Haveman R. et Wolfe B.** (1995), « The Determinants of Childrens Attainments: A Review of Methods and Findings », *Journal of Economic Literature*, vol. 33, pp. 1829-1878.
- Haller W.** (2005), « Industrial restructuring and urban change in the Pittsburgh region: developmental, ecological, and socioeconomic trade-offs », *Ecology and Society*, vol. 10, n°1: 13.
- Heckman J.** (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 7, n°1, pp. 153-161.
- Heineck Q. et Riphahn R.T.** (2007), « Intergenerational Transmission of Educational Attainment in Germany: The Last Five Decades », IZA Discussion Papers 2985, *Institute for the Study of Labor*.
- Johnson. P.** (2002), « Intergenerational Dependence in Education and Income », *Applied Economic Letters*, vol. 9, pp. 159 -162.
- Ljungqvist L. et Sargent T.** (1998), « The European unemployment dilemma », *Journal of Political Economy*, vol. 106, 3, pp. 514-550.
- Marguerite H.** (2008), « Genre et Education », *Dossiers d'Actualité*, n°37, Institut National de recherche pédagogique, France.
- Ministère de l'éducation nationale** (2008), « La réussite scolaire des femmes et des hommes en Europe », *Les notes d'information de la D.E.P.P.*, n°08-11, France.
- Mulligan C.** (1997). *Parental Priorities and Economic Inequality*, The University of Chicago Press.
- Newell A. and Pastore F.** (2000), « Regional Unemployment and Industrial Restructuring in Poland », IZA Discussion Paper, n°194.
- Nickell S.** (1982), « The determinants of occupational success in Britain », *Review of Economic Studies*, vol. 49, pp. 43-53.
- Ostry A.S., Hershler R., Kelly S., Demers P., Teschke K. et Hertzman C.** (2001), « Effects of de-industrialization on unemployment, re-employment, and work conditions in a manufacturing workforce », *BMC Public Health*, pp. 1-15.
- Sakata K. et McKenzie C.R.** (2003), « The Accumulation of Human Capital and the Sectoral Shifts Hypothesis for Different Age Groups », *Academic Journal*, vol. 64, n°3-4, pp. 459-465.
- Tamura R.** (1991). « Income Convergence in an Endogenous Growth Model », *Journal of Political Economy*, vol. 99, n°3, pp. 522-540.
- Tansel A.** (2002), « Determinants of school attainment of boys and girls in Turkey: individual, household and community factors », *Economics of Education Review*, vol. 21, pp. 455-470.
- Taylor K.** (2006), « UK Wage Inequality: An Industry and Regional Perspective », *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, vol. 20, n°1, pp. 91-124.

## Documents de travail récents

- Claire Naiditch, Agnes Tomini and Christian Ben Lakhdar “Remittances and incentive to migrate: An epidemic approach of migration” [\[2012-7\]](#)
- Nicolas Berman, Antoine Berthou and Jérôme Héricourt: “Export dynamics and sales at home” [\[2012-6\]](#)
- Muhammad Azmat Hayat, Etienne Farvaque: “Public Attitudes towards Central Bank Independence: Lessons From the Foundation of the ECB” [\[2012-5\]](#)
- Amandine Ghintran, Enrique Gonzales–Arangüena and Conrado Manuel : “A Probabilistic position value” [\[2011-4\]](#)
- Sophie Dabo-Niang, Anne-Françoise Yao : “Kernel spatial density estimation in infinite dimension” [\[2011-3\]](#)
- Xavier Chojnicki, Lionel Ragot: “Impacts of Immigration on Aging Welfare-State - An Applied General Equilibrium Model for France” [\[2011-2\]](#)
- Kirill Borissov, Stephane Lambrecht : “Education, Wage Inequality and Growth” [\[2011-1\]](#)