



Munich Personal RePEc Archive

# **Industrial restructuring and level of diploma of young generations. An empirical estimate for France**

Fleury, Nicolas and Gilles, Fabrice

Centre Etudes et Prospective - Groupe Alpha et EQUIPPE -  
Universités de Lille, EQUIPPE - Universités de Lille, EQUIPPE et  
TEPP (FR3435)

2013

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/50685/>  
MPRA Paper No. 50685, posted 15 Oct 2013 22:41 UTC

# Restructurations industrielles et niveau de diplôme des jeunes générations. Une estimation empirique pour la France.<sup>1</sup>

Nicolas Fleury\* et Fabrice Gilles♦

Octobre 2013

## Résumé

Cet article estime l'effet des restructurations industrielles sur le niveau de diplôme acquis par les jeunes générations sur la période 1956-1993 en France. Nous mobilisons les données issues de l'enquête *Formation et Qualification Professionnelle* 2003 et de plusieurs vagues d'enquêtes de recensement de la population. Nous estimons économétriquement une fonction de production de capital humain. Nous montrons que les restructurations industrielles exercent un effet négatif sur le niveau de diplôme acquis par les enfants d'ouvriers.

**Mots clés** : capital humain, restructurations industrielles, effet d'un traitement.

**Classification JEL** : C21, J24, L16.

## 1. Introduction

Depuis les années 1960, les pays de l'OCDE ont connu d'importantes restructurations industrielles<sup>2</sup>, tout particulièrement dans les régions anciennement spécialisées dans les mines, la sidérurgie ou le textile-habillement. Ces restructurations ont largement affecté certaines zones géographiques, notamment en termes de chômage et d'inégalités. Cependant, la littérature traitant des restructurations ne s'est pas encore intéressée à leurs conséquences sur les « jeunes générations », en particulier sur l'accumulation de capital

---

<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 MESHS (Maison des Sciences Humaines et Sociales).

Les auteurs remercient Alexandre Kych et le Centre Maurice Halbwachs pour l'accès aux données et l'aide dans leur utilisation. Ils sont également reconnaissants à Alain Ayong Le Kama, Nathalie Chusseau, Hakim Hammadou, Joël Hellier, Hubert Jayet et Stéphane Lambrecht, ainsi que les participants au Workshop 'Globalisation, Inequality, Education and Social Downgrading' Workshop (Lille, France ; 15 janvier 2010), au 59ème Congrès de l'Association Française de Science Economique (Paris, France ; 9-10 septembre 2010), au XXXVème Simposio de la Asociaciòn Española de Economía (Madrid, Espagne ; 16-18 décembre 2010), au séminaire d'Economie du laboratoire GAINS (Le Mans, France ; 12 janvier 2011), au séminaire 'SIUTE' (université de Lille 1, France; 31 mai 2011), à la conférence 'Territoire, Emploi, Politiques Publiques' (Metz, France; 23-24 juin 2011), à la Conférence Internationale 'Inégalités, Qualifications et Mondialisation' organisée dans le cadre de l'ANR MONDES (Lille, 21-22 juin 2012), ainsi qu'à deux rapporteurs anonymes 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, EQUIPPE et TEPP (FR3435). E-mail : [fabrice.gilles@univ-lille1.fr](mailto:fabrice.gilles@univ-lille1.fr).

<sup>2</sup> La restructuration est habituellement définie comme la variation substantielle de la part de l'emploi ou de la valeur ajoutée d'un ou plusieurs secteur(s) d'activité dans une économie.

humain des individus dont les parents ont été exposés aux restructurations<sup>3</sup>. Des effets des restructurations sur le capital humain des futures générations peuvent en effet se manifester à travers le revenu ou le capital humain parental (une partie de celui-ci étant transmis entre générations). Cet article porte sur les effets des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain des jeunes générations. Pour cela, nous nous focalisons sur la période 1956-1993, en France. Les restructurations considérées portent sur les secteurs d'industries traditionnelles (mines, textiles, sidérurgie) qui représentent la part principale des activités affectées par la désindustrialisation<sup>4</sup> sur la période précitée. Nous mobilisons des données de l'enquête Formation et Qualification Professionnelle, du recensement de la population et nous nous intéressons au niveau de diplôme acquis par les individus<sup>5</sup>. Nous contribuons à la littérature sur les impacts des restructurations en étudiant leurs effets sur les enfants des individus ayant subi les conséquences des restructurations en tant qu'actifs (notamment les ouvriers). Nous estimons économétriquement une fonction de production d'éducation en mobilisant deux stratégies alternatives : d'abord, en contrôlant par les covariables, ensuite en utilisant une approche par variable instrumentale. Nous montrons que les restructurations industrielles ont un effet négatif sur l'accumulation de capital humain des enfants d'ouvriers. Cet article est organisé comme suit. La section 2 expose les motivations de la recherche. La section 3 décrit les données et présente certaines statistiques descriptives. La section 4 présente la stratégie empirique. La section 5 discute les résultats économétriques. La section 6 conclut.

## 2. Motivation : l'impact de la désindustrialisation sur les jeunes générations

Notre étude s'inscrit dans la lignée de la littérature sur les effets des restructurations industrielles, même si la littérature internationale est beaucoup plus étendue sur le sujet que la littérature française. En effet, une littérature internationale conséquente s'intéresse aux impacts 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]). Par ailleurs, les travaux publiés sur les questions de restructurations industrielles pour la France correspondent à : (i) des études se focalisant sur les restructurations industrielles et/ou leur impact à l'échelle d'un territoire donné (*e.g.* Fontaine [1987] pour la région Nord-Pas de Calais ; Creuzat [2003] pour la région Lorraine) ; (ii) des travaux qui caractérisent les restructurations industrielles au niveau microéconomique (Tandé [1977] ; Paturel [1984]) et / ou la question de leur anticipation (Aubert et Beaujolin-Bellet [2004], Beaujolin-Bellet *et al.*

---

<sup>3</sup> Le niveau accumulé de capital humain et le niveau de diplôme se réfèrent à la même chose dans cet article.

<sup>4</sup> Nous utiliserons dans la suite de ce papier les termes 'désindustrialisation' et 'restructurations industrielles' de manière interchangeable.

<sup>5</sup> Un papier compagnon des auteurs (Fleury et Gilles [2013]) se focalise sur les effets des restructurations sur le nombre d'années d'éducation acquis par les jeunes et trouve des impacts similaires des restructurations à ceux exposés dans le présent article.

[2007] ; (iii) des rapports officiels sur le phénomène des mutations économiques (Aubert [2002], Viet [2003]) ou sur le phénomène de désindustrialisation à l'échelle de la France entière (Fontagné et Lorenzi [2005], Demmou [2010]) ; (iv) des analyses sociologiques portant sur des familles ouvrières aux prises avec les mutations économiques dans des localités données (Pinçon [1987]). Comme de nombreux travaux le soulignent, les zones géographiques où l'activité économique est spécialisée dans les industries traditionnelles et ayant connu d'importantes restructurations sont souvent caractérisées par une persistance de taux de pauvreté élevés associés à de bas niveaux d'éducation (voir par exemple Brady et Wallace [2001] pour l'Etat de l'Indiana aux Etats-Unis ou Fleury [2007] pour le cas de la région Nord-Pas de Calais).

Il est important de noter que les études sur les restructurations industrielles s'intéressent principalement à leurs conséquences sur les générations présentes (les « parents ») et non sur les générations futures (les « enfants »). Or l'impact des restructurations peut dépasser l'effet sur les seules générations « en emploi » au moment des restructurations. En effet, la littérature internationale reconnaît l'impact important du capital humain des parents sur celui des enfants (Haveman et Wolfe [1995], Holmlund *et al.* [2011]). Dans le cas où les compétences des travailleurs (mais aussi leur employabilité et leur réseau social) sont affectées par le chômage et le reclassement (Ljungqvist et Sargent [1998], Figura<sup>6</sup> [2003]), leur capital humain qui est un facteur de production du capital humain des enfants se voit donc être réduit. Plus précisément, il est possible d'identifier deux effets potentiels négatifs des restructurations industrielles sur l'accumulation de capital humain des jeunes générations (les « enfants »). L'un transite par le canal de la transmission de capital humain des parents, l'autre par le biais du revenu parental qui a un impact sur les dépenses d'éducation. En effet, si le capital humain parental est détruit partiellement par les restructurations industrielles, alors les transmissions intergénérationnelles de capital humain des parents aux enfants seront réduites. De plus, les restructurations industrielles, en réduisant le revenu des parents auront également un impact négatif sur les dépenses d'éducation et donc sur le niveau de capital humain atteint par les enfants. De ce fait, les restructurations industrielles peuvent potentiellement réduire l'accumulation individuelle du capital humain des jeunes générations à travers ces deux canaux<sup>7</sup>.

L'effet négatif des restructurations industrielles sur le niveau de capital humain atteint par les jeunes générations doit être nuancé et précisé. En effet, à la suite des évolutions sectorielles dans l'économie (restructurations), un ajustement des marchés locaux du travail peut opérer à travers des migrations interrégionales (Harris et Todaro [1970]). Ainsi, certaines familles peuvent décider de quitter le marché du travail local et migrer de manière à bénéficier de meilleures conditions locales en termes de salaires et d'emploi (Courgeau et Meron [1995], Pissarides et Wadsworth [1989]). Ce mécanisme peut atténuer ou supprimer les effets négatifs potentiels des restructurations. Par ailleurs, il est raisonnable de faire l'hypothèse d'effets hétérogènes des restructurations selon l'origine sociale. En effet, la littérature en économie et en sociologie de l'éducation présente l'évidence empirique de comportements d'éducation qui diffèrent selon l'origine sociale. Ainsi, les enfants issus des milieux les plus modestes font souvent des choix d'éducation moins ambitieux (Kellerhals et Montandon [1991], Duru-Bellat et Mingat [1988]). Les contraintes de budget des familles à bas revenu limitent par ailleurs

---

<sup>6</sup> L'auteur définit les restructurations comme « *la destruction et la création de capital travail, où le capital travail comprend le capital humain, physique et organisationnel associés à certains emplois* » (p.1).

<sup>7</sup> Fleury [2007] présente certains faits stylisés pour la région Nord-Pas de Calais et la France entière. La région est caractérisée par de très fortes restructurations. Pour les familles peu qualifiées, un moindre accroissement du niveau d'éducation est mesuré par rapport à la France dans son ensemble. Cette corrélation est un argument complémentaire à l'hypothèse d'une influence négative des restructurations sur l'accumulation du capital humain des moins qualifiés.

leur capacité à soutenir les enfants dans l'acquisition d'un niveau élevé d'éducation. De plus, certaines origines sociales, les plus favorisées, peuvent être à même de tirer avantage des restructurations industrielles pour l'éducation des enfants. En effet, si les parents anticipent correctement le « choc » de restructuration et ses conséquences (changement technologique), ils peuvent encourager leurs enfants à rechercher des diplômes de niveaux « élevés » ou d'acquérir des compétences qui seraient recherchées sur le marché du travail. On peut avancer l'hypothèse suivant laquelle les individus d'origine sociale plus modeste (familles d'ouvriers) ne sont pas les plus à même d'anticiper les restructurations et d'encourager leurs enfants à faire les choix d'éducation les plus ambitieux. Pour toutes les raisons présentées ci-avant, cette étude se centrera fortement sur les effets des restructurations industrielles sur les enfants d'ouvriers.

### 3. Niveau d'éducation et restructurations industrielles : données et statistiques descriptives

#### 3.1 Mesurer les restructurations

Dans les travaux empiriques (très largement anglo-saxons) qui s'intéressent aux impacts des restructurations industrielles sur l'emploi et les inégalités au sein de zones spécifiques, les indicateurs d'évolution sectorielle mobilisés sont soit définis à partir de la diminution de l'emploi dans le(s) secteur(s) restructuré(s) (DiPrete [1993], Bernard et Jensen [2000]) ou bien de la diminution de la part de l'emploi dans l'emploi total (Newel et Pastore [2000], Beeson *et al.* [2001]). Dans cet article, nous retenons la variation de la part de l'emploi d'un secteur au sein d'une économie donnée comme indicateur de l'intensité des restructurations industrielles. Pour mesurer les restructurations dans une zone donnée (département) et sur une période donnée, nous observons alors la variation de *la part de l'emploi dans les industries traditionnelles dans l'emploi total*. Nous considérons les principaux secteurs affectés par la désindustrialisation sur les années 1960-1990 en France : acier-métallurgie, mines, textile-habillement<sup>8</sup>. Nos données (voir le détail en section 3.2.) nous permettent de couvrir l'essentiel de cette période en couvrant l'ensemble de la période 1956-1993.

Nous mesurons ainsi *la part de l'emploi dans les industries traditionnelles dans l'emploi total* (PIT) au niveau du département de naissance d'un individu :

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

Nous calculons deux principaux indicateurs de restructuration qui sont définis sur une période précise de la vie de l'individu. Le premier indicateur considéré, « *restr(6-20)* », est calculé comme étant la différence de *PIT* entre les 6 ans et les 20 ans de l'individu. Sur cette période de temps, l'individu a accompli une bonne partie de son éducation : à 6 ans, un individu rentre à l'école élémentaire et à 20 ans la plupart des individus ont achevé leur scolarité dans le cycle secondaire. Le second indicateur considéré est calculé sur la période s'étendant des 6 ans aux 14 ans de l'individu : les 14 ans correspondent à la fin *théorique* du Collège (pour un parcours sans redoublement). Le premier indicateur porte sur une période plus étendue de la

<sup>8</sup> De nombreuses études ne s'attachant souvent qu'à observer l'impact de la restructuration d'un seul secteur d'activité (voir par exemple le travail de Beeson et Tannery [2004] pour l'acier).

vie de l'individu (14 années) que le second qui porte sur 8 années, étant entendu que les effets potentiels des restructurations peuvent survenir tôt dans la scolarité et donc théoriquement être mesurés sur une période plus restreinte. A défaut de privilégier l'un ou l'autre indicateur, nous exposerons les estimations économétriques effectuées à partir de ces deux mesures qui participent à la robustesse des résultats trouvés.

### **3.2 Les données**

#### ***L'enquête Formation et qualification professionnelle***

Les enquêtes *Formation et qualification professionnelle* (FQP) sont réalisées par l'Insee et contiennent des informations sur le statut d'emploi et d'éducation-formation d'un échantillon représentatif de la population française. Ces enquêtes regroupent des informations sur l'éducation et la mobilité sociale pour deux générations d'individus (trois pour la dernière vague d'enquête, de 2003). Ces enquêtes existent depuis 1964 et sont effectuées après les enquêtes de Recensement de la Population. Depuis 1993, l'enquête FQP inclut des individus entre 20 et 64 ans et est construite à partir d'un échantillon aléatoire d'individus appartenant à l'échantillon-maître de l'Insee construit à partir du recensement de la population. Cet article mobilise l'enquête la plus récente, donc celle menée en 2003 qui donne l'information la plus complète, pour l'échantillon le plus large, composé de 39285 individus nés entre 1939 et 1983.

#### ***Le Recensement de la Population***

L'enquête de Recensement de la Population (RP) est une grande enquête nationale effectuée par l'Insee de manière périodique, tous les 7 à 9 ans entre 1946 et 1999<sup>9</sup>. Cette enquête rassemble des données à 3 niveaux géographiques au niveau français : villes, départements et régions. La mouture de 1999 du RP traite ainsi de quatre grandes thématiques : conditions de vie, éducation et travail-emploi. Les indicateurs de restructuration industrielle présentés en sous-section 3.1 sont calculés à partir de ces enquêtes de recensement et permettent de couvrir les restructurations industrielles sur la période 1956-1993. Pour cela, les vagues de RP de 1954, 1962, 1968, 1975, 1982, 1990 et 1999 sont mobilisées. La source RP permet également de calculer les taux de chômage au niveau des départements sur cette même période.

#### ***Données du ministère de l'éducation nationale***

Les données du Ministère de l'éducation nationale (MEN) fournissent le nombre d'enseignants dans le secondaire, tous les 8 ans au niveau des régions françaises entre 1946 et 1994. Cela nous donne un indicateur de l'offre d'éducation au niveau régional<sup>10,11</sup>. Les données mobilisées portent sur la période 1960-1994.

#### ***La base de données finale***

L'échantillon final qui sera la base de nos estimations économétriques est construit en fusionnant l'information disponible au niveau des individus de l'enquête FQP 2003 avec deux autres sources de données. Plusieurs éléments sont pris en compte dans la constitution de notre base de données. Premièrement, *notre étude se focalise sur les conséquences de la désindustrialisation en France depuis le début des années 1960*. Ainsi, nous considérons les

---

<sup>9</sup> Depuis 2003, le recensement est mené en continu tous les ans. Cependant, nous n'utiliserons pas cette information dans le présent document.

<sup>10</sup> Les données comprennent à la fois les enseignants du secteur public et du secteur privé.

<sup>11</sup> Cette information n'est pas disponible au niveau du département sur une large période. Les données étant disponibles tous les 8 ans, nous calculons les données manquantes par interpolation linéaire.

individus nés à partir de 1956<sup>12</sup>. Nous mobilisons en effet différentes vagues du recensement (1962-1999) afin de construire les indicateurs de restructuration et les taux d'emploi au niveau du département.

*Deuxièmement, au moment où est réalisée l'enquête FQP 2003, certains individus n'ont pas terminé leurs études.* Si nous n'en tenons pas compte, nous introduisons un biais dans les estimations économétriques de la fonction de production d'éducation. Une stratégie consisterait à estimer à un modèle de sélection (Heckman [1979]) mais cela implique la modélisation de la probabilité pour un individu d'avoir achevé ses études et donc de choisir les variables qui déterminent cette sélection sans expliquer directement le niveau final d'éducation d'un individu. Trouver de tels instruments peut être difficile. Nous choisissons une solution alternative qui consiste à supprimer de notre base de données tous les individus âgés de moins de 30 ans : la plupart des individus ont terminé leur scolarité à cet âge. Comme ce critère de sélection est exogène, il n'introduit pas de biais de sélection. Nous excluons ainsi de notre échantillon les individus nés après 1973 (donc âgés de moins de 30 ans en 2003).

*Troisièmement, il convient de neutraliser le plus possible l'effet des mobilités géographiques qui peuvent correspondre à une réaction possible aux restructurations.* En effet, le département où l'individu est né est la localité de référence considérée dans notre étude pour mesurer l'impact des restructurations<sup>13</sup>. Comme nous l'avons souligné à la section 2, les parents de certains individus peuvent avoir effectué une migration du travail intra-nationale afin d'échapper à certains effets des restructurations en allant sur un marché du travail offrant de meilleures perspectives.

L'enquête FQP 2003 fournit des informations sur la région de naissance de l'individu et la région de résidence des parents à la fin de la scolarité de l'individu<sup>14</sup>. Afin de tenir compte le plus possible de la mobilité géographique (parentale) potentielle, nous nous focalisons sur les individus dont la région de naissance correspond à la région de résidence des parents à la fin de leur scolarité. Ces individus sont considérés comme n'ayant pas connu de mobilité géographique durant leur éducation. Nous devons souligner que certains individus ne vivent plus avec leurs parents au moment où ils achèvent leur éducation. Selon la littérature, cela s'applique à une très large proportion des jeunes adultes qui poursuivent des études post-baccalauréat et qui rentrent sur le marché du travail (Dumartin [1995]). L'enquête FQP montre ainsi que 85% des individus nés entre 1956 et 1973 vivent encore avec leurs parents à la fin de leurs études. Nous excluons de l'échantillon les individus dont la région de naissance diffère de la région de résidence des parents à la fin de leurs études (soit un individu sur six). Comme cela est susceptible d'introduire un biais de sélection, nous revenons dans la discussion sur la robustesse des résultats obtenus sur les différences entre l'échantillon obtenu avec cette exclusion et l'échantillon complet.

L'échantillon final est obtenu en fusionnant, au niveau des individus de l'enquête FQP, les données de FQP 2003 (principale source) avec les données au niveau départemental du RP et régionales du MEN. L'échantillon ainsi constitué comprend des informations sur 11887 individus nés entre 1956 et 1973.

### **3.3 Statistiques descriptives**

Le graphique 1 présente l'évolution de la part de l'emploi dans les industries traditionnelles (PIT) relativement à l'emploi total dans chaque ZEAT (*Zones d'Etude et d'Aménagement du*

---

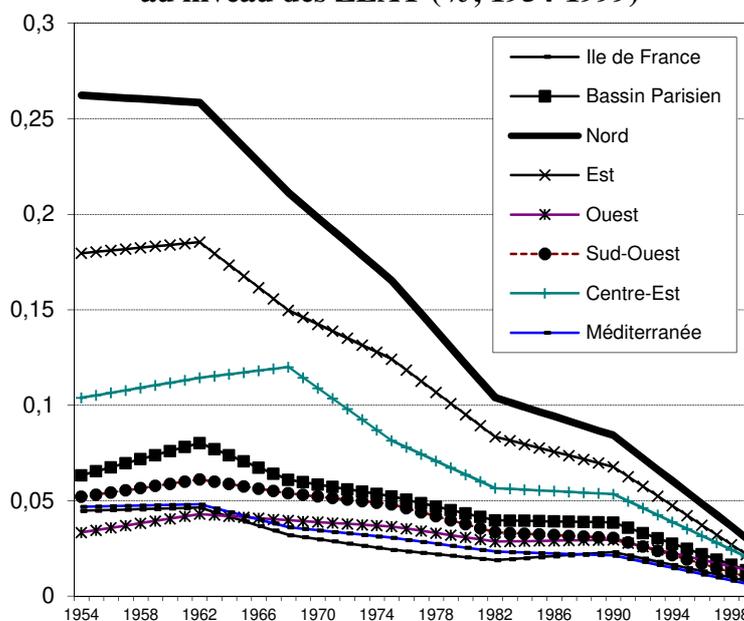
<sup>12</sup> En effet, les individus de la cohorte 1956 ont 6 ans en 1962 : les 6 ans correspondent à l'âge à partir duquel est calculée l'intensité des restructurations auxquelles fait face un individu durant sa scolarité.

<sup>13</sup> Le département est le niveau géographique le plus fin disponible dans l'enquête FQP 2003.

<sup>14</sup> Dans FQP 2003, cette information n'est pas disponible au niveau des *départements*.

*Territoire*<sup>15</sup>). Il illustre l'importance des restructurations sur longue période pour la France (1954-1999) : la PIT décroît de manière drastique depuis le milieu des années 1960, avec des différences importantes selon la ZEAT en termes de niveau initial en 1954. Les évolutions sont en effet particulièrement prononcées pour la ZEAT NORD et la ZEAT EST, où la part des industries traditionnelles demeure la plus élevée en France sur toute la période 1954-1999<sup>16</sup>.

**Figure 1. Part de la population employée dans les industries traditionnelles au niveau des ZEAT (% , 1954-1999)**



Source : Recensement de la population (Insee, 1954-1999).

La base de données que nous avons élaborée permet de relier l'information sur les restructurations industrielles avec celle sur les individus, notamment en fournissant l'intensité des restructurations expérimentées par chacun des individus de la base sur une période de sa jeunesse. La PIT est caractérisée par un éventail de valeurs très large (minimum : 0,43% ; maximum : 33,84%, cf. tableau 1). La réduction de cette part est la plus forte quand on considère la période délimitée par l'année de naissance de l'individu et son vingtième anniversaire (moyenne : -4,02 points de pourcentage ; maximum : 18,87 points de pourcentage).

<sup>15</sup> La France comprend huit ZEAT correspondant au niveau NUTS 1 défini par la Commission Européenne. Chaque ZEAT est composée d'une ou plusieurs régions : *Région Parisienne* (Ile de France), *Bassin Parisien* (Bourgogne, Centre, Champagne-Ardenne, Basse and Haute Normandie, Picardie), *Nord* (Nord Pas-de-Calais), *Est* (Alsace, Franche-Comté, Lorraine), *Ouest* (Bretagne, Pays de la Loire, Poitou-Charentes), *Sud-Ouest* (Aquitaine, Limousin, Midi-Pyrénées), *Centre-Est* (Auvergne, Rhône-Alpes), et *Méditerranée* (Languedoc-Roussillon, Provence-Alpes-Côte d'Azur, Corse).

<sup>16</sup> Nous présentons ce graphique à ce niveau de désagrégation par commodité de lecture. Des évolutions tout à fait similaires sont observées en considérant le niveau départemental (NUTS 3) ou régional (NUTS 2).

**Tableau 1. Part de la population employée dans les industries traditionnelles et restructurations industrielles.**

Variable	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Part de la population employée dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (%)				
A la naissance de l'individu	8,73 <sup>(a)</sup>	7,96	0,43	33,84
Quand il a 6 ans	7,59	6,90	0,25	33,84
Quand il a 14 ans	5,75	5,07	0,25	26,01
Quand il a 20 ans	4,71	3,86	0,27	20,01
VARIATION de la part de la population employée dans les industries traditionnelles dans le département de naissance de l'individu (points de pourcentage)				
Entre sa naissance et son 20 <sup>ème</sup> anniversaire	-4,02 <sup>(b)</sup>	4,61	-18,87	4,82
Entre son 6 <sup>ème</sup> et son 20 <sup>ème</sup> anniversaire	-2,87	3,38	-13,83	2,54
Entre son 6 <sup>ème</sup> et son 14 <sup>ème</sup> anniversaire	-1,84	2,23	-8,27	2,50

Sources: enquête FQP (Insee; 2003) et Recensement de la Population (INSEE; 1962-1999).

Champ: 11887 individus nés en France entre 1956 et 1973 et vivant à la fin de leurs études dans leur région de naissance.

Notes: (a) en pourcentage ; (b) en points de pourcentage.

Nous considérons la classification de l'Insee pour les niveaux de diplôme pour l'éducation d'un individu : du niveau VI, plus bas niveau (sans diplôme ou *certificat d'études primaires*), au niveau I pour les diplômes de plus haut niveau (*bac+5* et plus). Le tableau 2 souligne qu'en moyenne 21,05% des individus n'ont obtenu aucun diplôme (ou seulement le certificat d'étude) à l'issue de leur scolarité ; à l'inverse, 22,76% de l'échantillon a acquis un diplôme de l'enseignement supérieur.

**Tableau 2. Niveau de diplôme. Statistiques descriptives.**

Niveau de diplôme acquis	Répartition
Sans diplôme ou certificat d'études primaires	21,05 <sup>(a)</sup>
Brevet	9,46
CAP, BEP	30,87
Baccalauréat	15,86
Bac+ 2	11,82
Bac+3 / Bac+4	4,74
Bac +5 et plus	6,20

Sources : enquête FQP (Insee; 2003), Recensement de la Population (Insee; 1962-1999).

Champ : 11887 individus nés en France entre 1956 et 1973 et vivant à la fin de leurs études dans leur région de naissance.

Le tableau 3 présente les corrélations entre le niveau de diplôme et l'intensité des restructurations pour les individus dont le père est ouvrier et tend à montrer que les corrélations entre niveau de diplôme et intensité des restructurations s'expliqueraient grandement par cette origine sociale. Ainsi, pour l'origine ouvrière, la corrélation entre l'intensité des restructurations et le fait de n'acquérir que le plus faible niveau de diplôme est positive tandis que celle avec le fait d'obtenir des diplômes du supérieur est négative. Par contre, aucune corrélation n'est trouvée pour les autres origines. Ces résultats tendent à asseoir notre hypothèse d'hétérogénéité de l'impact des restructurations.

**Tableau 3. Diplôme et restructurations industrielles selon l'origine sociale (corrélations).**

Niveau d'éducation	Période de mesure de la restructuration	
	Entre les 6 et 14 ans de l'individu	Entre les 6 et 14 ans de l'individu
<b>Enfant d'ouvriers (44.17%)</b>		
Sans diplôme ou certificat d'études primaires	0,048*** (<0,001)	0,060*** (<0,001)
Brevet	0,015 (0,290)	0,025* (0,063)
CAP, BEP	-0,010 (0,476)	-0,014 (0,299)
Baccalauréat	-0,013 (0,354)	-0,025* (0,076)
Bac+ 2	-0,042*** (0,002)	-0,049*** (<0,001)
Bac+3 / Bac+4	-0,027** (0,052)	-0,033** (0,016)
Bac +5 et supérieur	-0,017 (0,212)	-0,019 (0,163)
<b>Autres origines sociales (55.83%)</b>		
Sans diplôme ou certificat d'études primaires	0,005 (0,678)	0,015 (0,226)
Brevet	0,009 (0,446)	0,020* (0,099)
CAP, BEP	-0,015 (0,234)	-0,005 (0,666)
Baccalauréat	-0,001 (0,933)	-0,004 (0,710)
Bac+ 2	0,007 (0,586)	-0,005 (0,710)
Bac+3 / Bac+4	-0,008 (0,503)	-0,018 (0,150)
Bac +5 et plus	0,007 (0,579)	-0,003 (0,818)

Sources: enquête FQP (Insee; 2003), Recensement de la Population (Insee; 1962-1999) et calculs des auteurs sous SAS.

Champ: 11887 individus nés en France entre 1956 et 1973 et vivant à la fin de leurs études dans leur région de naissance.

Notes: coefficient de corrélation de Pearson. P-value (probabilité de non-corrélation entre les deux variables) entre parenthèses. \*\*\*,\*\* et \* correspond à la significativité du coefficient, respectivement à 1%, 5% et 10%.

Cependant, ces corrélations ne représentent pas un effet causal des restructurations industrielles sur l'acquisition de diplôme des individus. La littérature sur l'accumulation du capital humain suggère que de nombreux facteurs observés ou inobservés déterminent le niveau final d'éducation. Toutes ces variables sont susceptibles d'être corrélées avec les restructurations industrielles : afin d'obtenir un effet causal des restructurations industrielles, il est nécessaire de prendre en compte l'ensemble de ces facteurs.

### 3.4 Déterminants de l'accumulation du capital humain et covariables

La littérature empirique et théorique distingue plusieurs déterminants de l'accumulation du capital humain que nous prenons en compte comme variables de contrôle dans notre analyse économétrique :

- *le capital humain parental*, à travers les transmissions des parents aux enfants (Becker et Tomes [1986], Daouli *et al.* [2010]). Nous considérons le niveau des diplômes comme mesure du capital humain parental<sup>17</sup>.

<sup>17</sup> L'enquête FQP 2003 ne distingue que six niveaux de diplôme pour les parents.

- *l'origine sociale* (Haveman et Wolfe [1995]). Notre étude prend en compte la PCS du père. La PCS est aussi un proxy du niveau de revenu du ménage comme la catégorie socio-professionnelle est fortement corrélée avec ce revenu (Nickell [1982], Johnson [2002] et est très stable sur le long terme (Ermisch et Francesconi [2002]).
- *d'autres variables qui caractérisent l'individu ou sa famille*. Le genre peut avoir un impact le niveau d'éducation : les filles obtiennent de meilleurs résultats scolaires que les garçons (Sakata et McKenzie [2003], Ministère de l'Éducation Nationale [2008]). De même, le rang dans la fratrie peut influencer le niveau d'éducation (de Haan [2010]), le premier-né pouvant par exemple être avantagé par rapport au second.
- *d'autres facteurs environnementaux ou locaux* (Durlauf [2004]). On peut notamment penser à une influence possible du taux de chômage au niveau du département où l'individu a effectué sa scolarité, ou à des indicateurs d'offre locale d'éducation (le nombre d'enseignants dans les cycles primaire et secondaire au niveau régional). Ces deux indicateurs sont calculés pour chaque individu à ses 6 ans, donc normalement à leur entrée à l'école élémentaire.

Des corrélations calculées entre le niveau d'éducation de l'individu et l'ensemble des variables de contrôle mettent en évidence : (i) un lien positif avec le fait que ses parents aient atteint un haut niveau de diplôme. Ainsi, il y a une corrélation *positive* (respectivement *négative*) entre l'acquisition d'un diplôme modeste de type « aucun diplôme à CEP-BEP » (respectivement l'acquisition d'un diplôme plutôt élevé, « Bac à Bac+5 et plus ») et l'appartenance à une famille (père et/ou mère) à faible niveau de diplôme. Un constat opposé doit être réalisé pour les individus dont les parents ont le niveau de diplôme le plus élevé ; (ii) un lien positif avec le fait d'avoir un père cadre et négatif avec le fait d'avoir un père ouvrier. Il y a une corrélation positive (respectivement négative) entre le fait d'acquies un niveau de diplôme au moins égal au baccalauréat (respectivement de niveau inférieur au bac) et le fait d'avoir un père cadre. Un constat inverse peut être établi pour les enfants d'ouvrier ; (iii) un lien positif avec le fait d'être une femme ; (iv) un lien négatif avec le rang dans la fratrie. On doit souligner que l'ensemble des variables présentées ci-dessus sont aussi corrélées avec les indicateurs de restructuration<sup>18</sup> : (i) positivement pour les parents faiblement éduqués et négativement pour les autres ; (ii) positivement avec le nombre de frères et sœurs ; (iii) positivement avec le fait d'avoir un père ouvrier ou négativement avec le fait d'avoir un père cadre ; (iv) négativement avec le taux de chômage.

Cette section a mis en évidence une corrélation entre les restructurations industrielles et le niveau d'éducation des individus. Cette relation peut aussi être due à des caractéristiques individuelles ou locales, ou encore à des caractéristiques inobservées. De manière à identifier et mesurer un effet causal des restructurations, nous estimons économétriquement une fonction de production d'éducation mobilisant deux stratégies alternatives : tout d'abord, en contrôlant pour les covariables, puis en utilisant les variables instrumentales.

#### 4. Stratégie empirique

Notre étude associe la littérature sur les déterminants empiriques de l'accumulation individuelle du capital humain (Haveman et Wolfe [1995]) et les travaux économétriques sur

---

<sup>18</sup> Les tableaux présentant ces corrélations ainsi que les précédentes sont disponibles auprès des auteurs.

l'évaluation d'un effet d'un traitement (Rubin [1974]). La fonction de production de capital humain intégrant un indicateur de restructuration comme variable de traitement  $T_i$  s'écrit ainsi :

$$Y_i = \alpha + \beta_0 T_i + \gamma_0 Y_i(-1) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $Y_i$  correspond au niveau d'éducation de l'individu  $i$ ,  $Y_i(-1)$  à celui de ses parents et  $X_i$  est un vecteur de covariables.

Dans notre analyse, nous considérons comme variable expliquée le niveau de diplôme de l'individu. Cette mesure a l'avantage de caractériser un niveau d'éducation certifié, c'est-à-dire ayant fait l'objet d'une qualification effectivement délivrée. Cette mesure permet d'éviter les écueils potentiels provenant de l'utilisation du « nombre d'années d'éducation » : cette dernière mesure ne distingue pas les individus ayant eu leur diplôme de ceux qui ne l'ont pas eue. Cette différence peut en effet avoir une importance significative, notamment en termes de rendement de l'éducation (voir par exemple Jaeger et Page [1996]).

Le modèle empirique utilise le capital humain accumulé par un individu comme variable latente d'un modèle polytomique ordonné où  $Y_i$  est une variable discrète qui correspond au diplôme le plus élevé obtenu par l'individu (classification Insee évoquée en 3.3).  $Y_i$  est ainsi défini :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* < t_1 \\ 2 & \text{if } t_1 \leq Y_i^* < t_2 \\ \dots & \\ 7 & \text{if } Y_i^* \geq t_6 \end{cases} \quad (2)$$

où  $t_k$  (avec  $k = 1, \dots, 6$ ) sont les seuils de la variable latente  $Y_i^*$  qui correspond au capital humain accumulé par l'individu  $i$ . Comme  $Y_i^*$  est inobservé,  $Y_i^*$  est modélisé à partir de l'équation:

$$Y_i^* = \alpha + \beta_0 T_i + \sum_j \beta_j (T_i \times PCS_{i,j}) + \gamma_0 Y_i(-1) + \gamma X_i + \delta X_l + \varepsilon_i \quad (3)$$

La variable de traitement ( $T_i$ ) correspond à un des indicateurs de restructurations industrielles définis en section 3.

Dans notre modèle empirique défini par les équations (2) et (3), le capital humain parental est exogène aux restructurations industrielles. En effet, le capital humain parental dans notre échantillon provient de l'enquête FQP et correspond à la mesure de l'éducation des parents à la fin de leurs études. En conséquence, cette mesure ne rend pas compte de la destruction effective de capital humain à la suite des restructurations industrielles. De plus, nous avons souligné que dans une certaine mesure la catégorie socio-professionnelle des parents peut approximer leur revenu (*cf.* sous-section 3.4). Cependant, la catégorie socio-professionnelle est une mesure qui n'est ainsi pas à même de capter les changements de revenu parental qui feraient suite à des restructurations. Ainsi, la catégorie socio-professionnelle du père intégré

dans notre modèle empirique est exogène par rapport aux restructurations. Au total, dans l'équation (3), le coefficient estimé rend compte de l'effet des restructurations industrielles sur l'éducation de l'individu. Nous insérons des variables d'interaction de  $T_i$  avec la PCS du père de l'individu ( $T_i \times PCS_{i,j}$ ), pour obtenir l'effet des restructurations industrielles sur les individus dont le père est ouvrier.

Nous insérons comme variables de contrôle les facteurs couramment pris en compte par la littérature sur l'accumulation individuelle du capital humain (voir la sous-section 3.4). En particulier,  $Y_i(-I)$  est un vecteur de variable muettes indiquant le niveau de diplôme des parents et  $X_i$  se réfère à un vecteur d'autres caractéristiques individuelles ou familiales. Nous insérons également un vecteur de variables locales ( $X_i$ : taux de chômage au niveau départemental et offre d'éducation au niveau régional).

Afin d'estimer un effet causal des restructurations industrielles, nous devons prendre en compte l'hétérogénéité inobservée et donc le fait que les restructurations peuvent être endogènes. L'endogénéité de la variable de restructuration pourrait biaiser les estimations. Les variables inobservées qui seraient corrélées à la fois à la variable expliquée et à la variable de traitement pourraient avoir été omises de la liste des variables explicatives.

Une première stratégie pour estimer l'effet causal consiste à contrôler pour tous les facteurs qui seraient susceptibles d'être corrélés à la fois avec les restructurations industrielles et le niveau d'éducation. C'est pourquoi nous considérons les déterminants usuels individuels ou familiaux du niveau d'éducation qui s'avèrent être aussi corrélés aux restructurations. De même, certaines variables « environnementales » ou locales peuvent être corrélées à la fois à l'intensité des restructurations industrielles et au niveau d'éducation. Très précisément, le taux de chômage ou le nombre d'enseignants mesuré au niveau local (département ou région) sont inclus dans certaines de nos spécifications économétriques. Cependant, cette stratégie de contrôle par un maximum de covariables est-elle suffisante ? Il peut être difficile de contrôler pour l'ensemble des variables pertinentes car notre base de données nous donne accès à une information (relativement) limitée. Il pourrait donc subsister un biais provenant de la non prise en compte de l'hétérogénéité inobservée (Heckman *et al.* [1998]). Ainsi, nous pourrions attribuer de manière faussée à la désindustrialisation des conséquences sur l'éducation individuelle qui seraient liées à des évolutions temporelles ou à des spécificités géographiques mesurées au niveau du département (caractéristiques « locales » inobservées).

Une seconde stratégie consiste alors à procéder à des estimations par variable instrumentale. Comme instrument des restructurations, nous considérons le niveau initial d'industrialisation,  $Z_i$ ,<sup>19</sup> qui correspond à la part de l'emploi dans les industries traditionnelles quand l'individu est âgé de 6 ans. Cet indicateur est ainsi calculé *au début de la période sur laquelle l'indicateur de restructuration est construit*, et dans le département de naissance de l'individu. Pour être valide, un instrument doit vérifier deux conditions. Il doit être exogène (condition d'exclusion) et doit être suffisamment corrélé avec la variable de traitement (l'instrument ne doit pas être faible). Cette dernière condition est vérifiée parce que les zones géographiques qui ont subi de larges restructurations industrielles sont clairement caractérisées par un niveau initial élevé d'industrialisation (Figure 1 pour les ZEAT). Comme nous ne disposons que d'un seul instrument pour les restructurations (juste identification), nous ne pouvons pas tester la première hypothèse. Cependant, la structure industrielle initiale (ici : quand l'individu a 6 ans) de l'économie au niveau départemental ne semble pas avoir d'impact direct sur l'accumulation individuelle du capital humain. En effet, une région avec une part initialement élevée d'industries traditionnelles est associée à une main d'œuvre plutôt faiblement qualifiée.

---

<sup>19</sup> Pour instrumenter les variables croisées  $T_i \times PCS_{i,j}$ , nous utilisons les variables d'interaction  $Z_i \times PCS_{i,j}$ , comme recommandé par Wooldridge [2002].

De plus, les travailleurs à faible niveau d'éducation ont des enfants plutôt peu qualifiés. Ainsi, la structure industrielle initiale a un effet seulement indirect sur l'accumulation du capital humain.

L'analyse économétrique considérera successivement les deux stratégies présentées (contrôle par les covariables, variables instrumentales). Nous estimons le modèle défini par les équations (2) et (3) en utilisant des estimateurs à maximum de vraisemblance (programmes OPROBIT et CMP sous Stata). Introduire des indicateurs de restructuration industrielle calculés au niveau des départements dans le modèle estimé économétriquement peut biaiser les écarts-types calculés pour les coefficients estimés (Moulton [1986, 1990]) : des écarts-types 'clusterisés' sont donc calculés pour rendre compte du fait que des individus nés la même année et dans le même département sont affectés par des restructurations industrielles de même niveau d'intensité.

## 5. Résultats

### 5.1 Estimations économétriques

L'endogénéité de la variable de traitement et de ses variables d'interaction avec la catégorie socio-professionnelle du père est confirmée par le Test de Hausman dans la grande majorité des cas (tableau 4). De plus, la  $p$ -value du test de Stock et Yogo [2005] souligne que les instruments retenus ne sont pas faibles<sup>20</sup>.

Focalisons-nous sur les résultats de deuxième étape reportés dans le tableau 4. Nos estimations confirment les enseignements de la littérature théorique et empirique sur les impacts des caractéristiques parentales sur l'accumulation du capital humain (Daouli *et al.* [2010], Haveman et Wolfe [1995], Becker et Tomes [1986]). Plus le diplôme du père ou de la mère est élevé plus la probabilité d'obtenir un diplôme de niveau élevé est importante. Les autres indicateurs familiaux ou individuels ont les impacts attendus sur le niveau de diplôme acquis : négatif pour le rang dans la fratrie, positif pour l'effet d'être une femme, et négatif pour l'occurrence de divorce des parents durant la scolarité de l'individu.

Surtout, nous trouvons un impact négatif des restructurations industrielles sur le niveau de diplôme pour les enfants d'ouvriers. Les quatre spécifications présentées confirment en effet un tel impact (tableaux 4 et 4bis). Ainsi, un accroissement de 1 point de pourcentage des restructurations industrielles conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une hausse de la probabilité d'avoir un diplôme de bas niveau (Sans diplôme/CEP) de l'ordre de 0,44 à 1,05% (colonne 1). A l'inverse, il entraîne une réduction de 0,13 à 0,31% de la probabilité d'obtenir un diplôme de niveau Baccalauréat (colonne 4).

---

<sup>20</sup> Pour chacune des quatre spécifications, l'estimation des premières étapes de l'approche par variable instrumentale confirme que les indicateurs de restructuration ( $T_i$ ) ainsi que leurs croisements avec la PCS du père ( $T_i \times PCS_{i,j}, j = 1; 2; 3; 4; 5$ ) sont fortement corrélés avec l'instrument (niveau initial d'industrialisation,  $Z_i$ ) et avec les variables d'interaction entre l'instrument et la PCS du père ( $Z_i \times PCS_{i,j}, j = 1; 2; 3; 4; 5$ ). Les tableaux qui présentent les régressions correspondant à chacune des spécifications par maximum de vraisemblance pour les 6 variables endogènes sont disponibles sur demande.

**Tableau 4. Impact des restructurations industrielles sur le niveau de diplôme acquis.**  
**Estimations par variables instrumentales.**

Variable expliquée : le niveau de diplôme de l'individu		<i>restr(6-20)</i>		<i>restr(6-14)</i>	
		(1)	(2)	(3)	(4)
Niveau de diplôme du père	Sans diplôme ou CEP	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>Brevet</i>	0,3826*** (0,0544)	0,3637*** (0,0547)	0,3827*** (0,0561)	0,3627*** (0,0567)
	<i>CAP, BEP</i>	0,1636*** (0,0244)	0,1487*** (0,0244)	0,1644*** (0,0241)	0,1490*** (0,0242)
	<i>Baccalauréat</i>	0,3615*** (0,0513)	0,3535*** (0,0515)	0,3608*** (0,0499)	0,3528*** (0,0500)
	<i>Bac+ 2</i>	0,5392*** (0,0704)	0,5340*** (0,0686)	0,5390*** (0,0697)	0,5333*** (0,0695)
	<i>Bac+3 et plus</i>	0,6464*** (0,0768)	0,6398*** (0,0751)	0,6450*** (0,0771)	0,6387*** (0,0760)
Niveau de diplôme de la mère	Sans diplôme ou CEP	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<i>Brevet</i>	0,3708*** (0,0457)	0,3532*** (0,0470)	0,3715*** (0,0455)	0,3532*** (0,0470)
	<i>CAP, BEP</i>	0,2850*** (0,0329)	0,2633*** (0,0317)	0,2860*** (0,0340)	0,2634*** (0,0330)
	<i>Baccalauréat</i>	0,4969*** (0,0510)	0,4593*** (0,0536)	0,4971*** (0,0534)	0,4583*** (0,0556)
	<i>Bac+ 2</i>	0,7129*** (0,0554)	0,6839*** (0,0553)	0,7123*** (0,0574)	0,6829*** (0,0575)
	<i>Bac+3 et plus</i>	0,8804*** (0,0902)	0,8321*** (0,0921)	0,8808*** (0,0879)	0,8311*** (0,0884)
Origine sociale (PCS du père)	<i>Ouvrier</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	Commerçant	0,3090*** (0,0434)	0,3122*** (0,0442)	0,3046*** (0,0454)	0,3076*** (0,0453)
	Cadre	0,6639*** (0,0624)	0,6426*** (0,0595)	0,6604*** (0,0626)	0,6375*** (0,0622)
	Profession intermédiaire	0,4644*** (0,0414)	0,4508*** (0,0407)	0,4584*** (0,0417)	0,4448*** (0,0415)
	Employé	0,1552*** (0,0442)	0,1459*** (0,0448)	0,1484*** (0,0452)	0,1390*** (0,0458)
	Agriculteur	0,3133*** (0,0405)	0,3859*** (0,0441)	0,3076*** (0,0442)	0,3828*** (0,0462)
<b>Indicateurs de restructuration industrielle</b>		<b>-0,0240***</b> (0,0051)	<b>-0,0172***</b> (0,0049)	<b>-0,0404***</b> (0,0087)	<b>-0,0287***</b> (0,0082)
<b>Indicateurs de restructuration x origine sociale</b>	<b>Indicateurs de restructuration x ouvrier</b>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
	<b>Indicateurs de restructuration x commerçant</b>	<b>0,0155</b> (0,0129)	<b>0,0148</b> (0,0136)	<b>0,0262</b> (0,0216)	<b>0,0338</b> (0,0213)
	<b>Indicateurs de restructuration x cadre</b>	<b>0,0139</b> (0,0144)	<b>0,0201</b> (0,0128)	<b>0,0234</b> (0,0235)	<b>0,0351</b> (0,0230)
	<b>Indicateurs de restructuration x profession intermédiaire</b>	<b>0,0234***</b> (0,0087)	<b>0,0207***</b> (0,0137)	<b>0,0393***</b> (0,0144)	<b>0,0434***</b> (0,0142)
	<b>Indicateurs de restructuration x employé</b>	<b>0,0293**</b> (0,0131)	<b>0,0260**</b> (0,0085)	<b>0,0490**</b> (0,0218)	<b>0,0533**</b> (0,0221)
	<b>Indicateurs de restructuration x agriculteur</b>	<b>0,0182</b> (0,0135)	<b>0,0320</b> (0,0132)	<b>0,0308</b> (0,0229)	<b>0,0249</b> (0,0228)
	Genre (être une femme)	0,1251*** (0,0186)	0,1225*** (0,0186)	0,1252*** (0,0186)	0,1225*** (0,0186)
Rang dans la fratrie	-0,0875*** (0,0071)	-0,0855*** (0,0066)	-0,0875*** (0,0073)	-0,0855*** (0,0069)	
Divorce des parents	-0,2282*** (0,0373)	-0,2789*** (0,0370)	-0,2267*** (0,0372)	-0,2787*** (0,0373)	
Taux de chômage départemental quand l'individu a 6 ans	-	0,0707*** (0,0078)	-	0,0713*** (0,0072)	
Nombre d'enseignants (cycles primaire et secondaire) dans la région quand l'individu a 6 ans	-	0,0593*** (0,0185)	-	0,0604*** (0,0159)	
Test d'endogénéité <sup>(a)</sup> : décision ( <i>p-value</i> )	oui (0,0893)	non (0,,3055)	oui (0,,0000)	oui (0,,0135)	
Instruments faibles <sup>(b)</sup>	non	non	non	non	
Nombre d'individus	11887	11887	11887	11887	

Sources : enquête FQP (Insee; 2003), Recensement de la Population (Insee; 1962-1999), MEN (1960-1994) et calculs des auteurs sous Stata.

Champ : 11887 individus nés en France entre 1956 et 1973 et vivant à la fin de leurs études dans leur région de naissance.

Notes : (a) test de Hausman robuste à l'hétéroscédasticité. (b) Test de Stock et Yogo [2005]. \*\*\*, \*\* et \* correspond à la significativité du coefficient, respectivement à 1%, 5% et 10%. Ecarts-types clustérisés entre parenthèses.

**Tableau 4bis. Effets marginaux des restructurations industrielles sur la probabilité d’acquérir un niveau de diplôme pour les enfants d’ouvriers (approche par VI).**

Indicateurs de restructuration	Sans diplôme ou CEP	Brevet	CAP/BEP	Total “bas” diplômes	Bac	Bac+2	Bac+3/4	Bac +5 et plus	Total “hauts” diplômes
<i>restr(6-20)/(1)</i>	+0,63 % <sup>(a)</sup>	+0,12%	+0,04%	<b>+0,79 %</b>	-0,19%	-0,24%	-0,13%	-0,23%	<b>-0,79%</b>
<i>restr(6-20)/(2)</i>	+0,44%	+0,09%	+0,03%	<b>+0,56%</b>	-0,14%	-0,17%	-0,09%	-0,16%	<b>-0,56%</b>
<i>restr(6-14)/(3)</i>	+1,05%	+0,21%	+0,08%	<b>+1,34%</b>	+0,31%	-0,41%	-0,22%	-0,39%	<b>-1,34%</b>
<i>restr(6-14)/(4)</i>	+0,74%	+0,14%	+0,05%	<b>+0,93%</b>	-0,22%	-0,29%	-0,15%	-0,27%	<b>-0,93%</b>

(a) Impact de la hausse d’un point de pourcentage de la variable de restructuration.

Les estimations obtenues en adoptant une stratégie de contrôle par les covariables aboutissent à des résultats dont l’ordre de grandeur est légèrement inférieur<sup>21</sup>. En effet, dans ce cas, un accroissement de 1 point de pourcentage des restructurations industrielles conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une hausse de la probabilité d’avoir un diplôme de bas niveau (Sans diplôme/CEP) de l’ordre de 0,40 à 0,63%. A l’inverse, il entraîne une réduction de 0,12 à 0,19% de la probabilité d’obtenir un diplôme de niveau Baccalauréat.

## 5.2 Discussion : estimer l’impact des restructurations industrielles

Nous proposons maintenant une interprétation quantitative des résultats présentés en 5.1. Nous considérons deux individus de référence, tous les deux étant âgés de 6 ans en 1962 (et donc 20 ans en 1976) et de père ouvrier. L’un réside dans le département du Pas de Calais (particulièrement affecté par les restructurations industrielles), l’autre dans le Gers (qui n’a souffert d’aucune restructuration). Le tableau 5 reporte les deux indicateurs de restructuration *restr(6-20)* et *restr(6-14)* alors associés à chacun des deux individus de référence.

**Tableau 5. Part de l’emploi dans les industries traditionnelles et niveau de restructuration pour deux départements de référence (%).**

Année	Département	
	Gers	Pas de Calais
Niveau du PIT <sup>(a)</sup>		
1956 (0 an)	1,13	28,41
1962 (6 ans)	1,08	26,96
1970 (14 ans)	0,98	19,65
1976 (20 ans)	0,97	14,23
Indicateurs de restructuration associés <sup>(b)</sup> (variations du PIT)		
<i>restr(6-20)</i>	(0,97-1,08)= <b>-0,11</b>	(14,23-26,96)= <b>-12,73</b>
<i>restr(6-14)</i>	(0,98-1,08)= <b>-0,10</b>	(19,65-26,96)= <b>-7,31</b>
Différence dans la variation du PIT entre les deux départements <sup>(b)</sup>		
<i>Diff dans restr(6-20)</i>	(12,73-0,11)=12,62	
<i>Diff. Dans restr(6-14)</i>	(7,31-0,11)=7,20	

Source : calculs des auteurs basés sur le RP (Insee ; 1962-1999).

Notes: (a) % ; (b) points de pourcentage.

Si nous considérons l’indicateur *restr(6-20)* (respectivement *restr(6-14)*), la différence d’intensité des restructurations entre les deux départements s’élève à 12,62 (respectivement 7,2) points de pourcentage.

La variable *restr(6-20)* (*spécification sans variables locales*) est associée à l’effet maximum des restructurations. Pour les individus dont le père est ouvrier, le différentiel de probabilité d’obtenir un diplôme de bas niveau (sans diplôme à Brevet ; cf. tableau 4bis) s’établit à  $+12,62 \times 0,79\% = 9,96\%$  pour un individu du Pas de Calais par rapport à celui du Gers. En d’autres termes, toutes choses égales par ailleurs, des restructurations industrielles conséquentes accroissent (respectivement diminuent) d’environ 10% la probabilité d’avoir un

<sup>21</sup> Les tableaux correspondants sont disponibles sur demande.

diplôme *de bas niveau* pour un enfant d'ouvrier relativement à la situation où il aurait vécu dans un département non affecté par les restructurations. Un impact opposé et identique en valeur absolu est associé à la probabilité d'obtenir un diplôme *de haut niveau*.

L'indicateur *restr(6-14)* (*spécification avec variables locales*) présente l'effet 'minimum' des restructurations. Des calculs similaires aux précédents indiquent, toutes choses égales par ailleurs, que des restructurations substantielles augmentent d'un peu moins de 7% la probabilité d'un enfant d'ouvrier d'avoir un diplôme *de bas niveau* par rapport à la situation où il aurait résidé dans un département sans restructuration.

Le tableau 6 reporte l'ensemble des effets différentiels selon la spécification retenue.

**Tableau 6. Effet différentiel de restructurations industrielles substantielles sur la probabilité d'acquérir un niveau de diplôme**

<i>Indicateur de restructuration industrielle</i>	<i>Spécifications</i>			
	<i>restr(6-20)</i> (1)	<i>restr(6-20)</i> (2)	<i>restr(6-14)</i> (3)	<i>restr(6-14)</i> (4)
<i>Effet sur la probabilité d'atteindre un BAS niveau de diplôme</i>	+9,96%	+7,06%	+9,64%	+6,69%
<i>Effet sur la probabilité d'atteindre un HAUT niveau de diplôme</i>	-9,96%	-7,06%	-9,64%	-6,69%

Sources : Tableaux 4bis, 5 et calculs des auteurs sous Stata.

Note : comparaison entre les deux départements de référence.

### 5.3 Robustesse des résultats

#### 5.3.1 Sensibilité à l'indicateur de restructuration

Les deux indicateurs de restructuration industrielle considérés dans les estimations économétriques sont *restr(6-20)* and *restr(6-14)*. Nous considérons également dans des estimations complémentaires une troisième variable de restructuration, *restr(0-20)*, portant sur la période s'étendant de la naissance au 20<sup>ème</sup> anniversaire de l'individu. Les estimations obtenues avec une telle spécification confirment les effets négatifs des restructurations obtenus précédemment. Dans ce cas, on obtient que les restructurations augmentent la probabilité d'obtenir un diplôme de « faible niveau » (sans diplôme à CAP/BEP) d'environ 5,5% à 6,7%, selon la spécification (sans ou avec variables 'locales'), dans un département ayant connu d'importantes restructurations par rapport à la situation où il aurait résidé dans un département sans restructuration<sup>22</sup>.

#### 5.3.2 Stratégie empirique et mobilité géographique

Une approche par variable instrumentale est principalement mobilisée dans le présent article afin d'évaluer l'impact des restructurations industrielles sur le niveau de diplôme acquis par les jeunes générations. Cependant, nous avons souligné dans la section 2 que les restructurations industrielles ont pu pousser certains ménages (« parents ») à migrer dans une autre région (« migration inter-régionale »). Pour tenir compte de cela, nous nous sommes

<sup>22</sup> Les résultats détaillés sont disponibles sur demande. Le test de Hausman souligne une endogénéité de la variable de restructuration pour la spécification sans indicateur local ( $p$ -value=0,0259). Cela n'est pas forcément vérifié quand des variables locales sont incluses dans les spécifications économétriques. La  $p$ -value est de 0,2447 si on inclut les indicateurs locaux mesurés aux 6 ans de l'individu et de 0,0404 si ces indicateurs sont mesurés à l'année de sa naissance. Enfin, le test de Stock et Yogo [2005] conduit à toujours rejeter l'hypothèse d'instrument faible.

focalisés sur un échantillon d'individus pour lesquels la région de résidence parentale à la fin des études de l'individu est identique à la région de naissance de l'individu<sup>23</sup>.

Comme nous l'avons déjà relevé, un tel choix peut éventuellement induire un biais de sélection dans l'échantillon. La littérature pour les migrations inter-régionales pour la France souligne que les principaux déterminants de la migration des parents sont le niveau d'éducation et que ceux des jeunes actifs sont le niveau d'éducation et l'origine sociale (Cereq [1986], Drapier et Jayet [2002], Antonov-Zafirov [2007]). Il est possible de comparer l'échantillon final à partir duquel nous avons obtenus nos estimations économétriques, avec l'échantillon des individus nés dans une région différente de celle de leurs parents à la fin de leurs études. Nous trouvons ainsi des différences de proportions dans la répartition des origines sociales (tableau 7). L'échantillon des individus qui ont « migré » est caractérisé par une plus forte part d'enfants de cadres (18%) que dans l'échantillon final (7,5%), mais également d'enfants de « professions intermédiaires » tandis que les enfants d'ouvriers sont nettement moins représentés.

**Tableau 7. Individus et origine sociale : échantillon final et échantillon des individus ayant migré durant leur scolarité.**

PCS du père	Échantillon considéré		
	Tous les individus	Individus n'ayant pas migré <sup>(a)</sup> (échantillon final)	Individus ayant migré <sup>(a)</sup>
Ouvrier	44,17%	42,72%	28,76%
Autres PCS	55,83%	57,28%	71,24%
Agriculteur	11,24%	11,11%	4,13%
Commerçant	12,15%	12,23%	12,65%
Cadre	9,12%	7,44%	17,98%
Professions intermédiaires	14,90%	15,81%	20,64%
Employé	9,90%	10,76%	15,45%
Nombre d'individus	14140	11887	2253

Sources : enquête FQP (Insee; 2003) et calculs des auteurs sous SAS.

Champ : 14140 individus nés en France entre 1956 et 1973.

Note : (a) définition de la migration : l'individu est né dans une région différente de la région où résident ses parents à la fin de leurs études.

L'échantillon final représente 84% de la taille de l'échantillon complet qui inclut également les individus ayant connu une mobilité géographique. Les deux échantillons sont similaires. Nous avons procédé à des estimations sur l'échantillon complet et trouvons des résultats d'ampleur comparable à ceux exposés précédemment pour les enfants d'ouvriers, légèrement inférieurs en valeur absolue<sup>24</sup>. Le coefficient associé à la variable d'interaction entre la variable de restructuration et la variable d'origine sociale « cadre » est cette fois toujours significatif. L'effet des restructurations associé est « positif » pour les enfants de cadre : on peut interpréter cela comme le fait que les restructurations jouent positivement sur le niveau acquis par les jeunes générations en grande partie suite à la mobilité régionale (de leurs parents). Il y aurait donc bien un biais de sélection qui jouerait sur les familles de cadre. Le biais de sélection serait plutôt réduit pour les enfants d'ouvriers : la stratégie par variable instrumentale permet de rendre compte relativement bien de l'impact des restructurations industrielles pour cette origine sociale. L'existence du biais de sélection et son impact doivent également être nuancés dans la mesure où les résultats obtenus lors des estimations économétriques peuvent s'interpréter comme effets des restructurations *pour ceux qui restent*.

<sup>23</sup> Cette information provient de l'enquête FQP et est le meilleur critère disponible pour approcher la mobilité géographique caractérisant les parents durant la scolarité de leurs enfants. Le département (ou la commune) de résidence à la fin des études n'est pas une information contenue dans FQP 2003. Le nombre de mobilités durant cette période n'est pas une information disponible, quel que soit le niveau géographique considéré.

<sup>24</sup> Le détail des effets marginaux selon l'indicateur de restructurations retenu est disponible auprès des auteurs.

### 5.3.3 Effets selon l'origine sociale

Dans la lignée de la littérature existante sur les impacts des restructurations industrielles, nous avons étudié l'impact des restructurations sur les familles d'ouvrier. Dans notre échantillon, cette origine sociale est la plus représentée (environ 43% ; tableau 7) et concerne des familles les moins mobiles (avec les familles d'agriculteurs). Nous nous sommes focalisés sur les résultats des estimations pour les individus enfants d'ouvriers, mais il est possible d'observer les effets trouvés pour d'autres origines<sup>25</sup>. Un impact « positif » ou proche de zéro des restructurations sur le niveau de diplôme acquis est ainsi obtenu pour les enfants de travailleurs intermédiaires ou d'employés (tableau 4). Comme nous l'avons souligné en sous-section 5.3.2, pour les enfants de cadre il semble y avoir des effets de sélection de notre échantillon qui passeraient par la mobilité de leurs parents. Les estimations obtenues sur l'échantillon « final » (sur les familles n'ayant pas migré régionalement) pour les enfants de cadres semblent donc difficiles à interpréter.

## 6. Conclusion

Cet article constitue la première étude portant sur les effets de la désindustrialisation sur le niveau de diplôme acquis par les jeunes générations. Portant sur la période 1956-1993 et à partir de données de l'enquête FQP et de recensements de la population, nous avons estimé une fonction de production de capital humain incluant des indicateurs de restructurations industrielles. Nos résultats soulignent l'effet négatif de ces évolutions sur l'acquisition des diplômes les plus élevés pour les enfants d'ouvriers. Ces effets moyens mesurés au niveau des départements peuvent se révéler substantiels au sein de zones plus spécifiquement concernées par les restructurations. Nos résultats soulignent que les restructurations industrielles peuvent avoir d'autres conséquences que celles habituellement considérées par la littérature. Les effets des restructurations portant sur les jeunes générations peuvent contribuer à l'explication de la situation économique et sociale de certaines zones anciennement spécialisées en industries traditionnelles et connaissant une sous-éducation et une pauvreté persistantes. Si ces effets sont jugés importants, ils devraient faire l'objet de politiques publiques ciblées sur les familles les plus vulnérables dans ces zones.

## Références bibliographiques

- ANTONOV-ZAFIROX P. [2007], « Enquêtes annuelles de recensement: migrations inter-régionales, niveau de formation et activité », *Insee, Pages de Profils*, n°17.
- AUBERT J.-P. [2002], *Mutations industrielles, mode d'emploi*, rapport de mission pour le Premier Ministre, 1999-2002.
- AUBERT J.-P. et BEAUJOLIN-BELLET R. [2004], « Les acteurs de l'entreprise face aux restructurations : une délicate mutation », *Travail et Emploi*, n°100, p. 99-112.
- BEAUJOLIN-BELLET R., CORNOLTI C., KUHN A. et MOULIN Y. [2007], « L'anticipation partagée des restructurations à l'épreuve des faits », *Travail et Emploi*, n°109, p. 11-23.
- BECKER G.S. et TOMES N. [1986], « Human Capital and the Rise and Fall of Families », *Journal of Labor Economics* 4(3), Part 2, p. S1-S39.

---

<sup>25</sup> Pour obtenir l'effet pour les autres origines sociales, nous rappelons qu'il convient d'additionner le coefficient estimé associé à la variable de restructuration  $T_i$  et celui de la variable croisée  $T_i \times PCS_{i,j}$  (correspondant à la PCS étudiée).

- BEESON P., SHORE-SHEPPARD L et SHAW K. [2001], « Industrial change and wage inequality: evidence from the steel industry », *Industrial and Labor Relations Review*, 54(24), p. 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*, 35(1), p. 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.
- BLUESTON, B. [1990], « The Impact of Schooling and Industrial Restructuring on Recent Trends in Wage Inequality in the United States », *American Economic Review*, 80(2), p. 303-307.
- BRADY D. et WALLACE M. [2001], « Deindustrialization and Poverty: Manufacturing Decline and AFDC Reciprocity in Lake County, Indiana 1964-93 », *Sociological Forum*, 16(2), p. 321-358.
- CAILLE J.-P. [2004], « Le redoublement à l'école élémentaire et dans l'enseignement secondaire : évolution des redoublements et parcours scolaires des redoublants au cours des années 1990-2000 », *Educations et formations*, vol. 69, p. 79-88.
- CEREQ [1986], « Migrations inter-régionales des actifs et niveau de diplômes », *Bulletin de recherches sur l'emploi et la formation*, n°22.
- CLOUTIER N. [1997], « Metropolitan Income Inequality During the 1980s: The Impact of Urban Development, Industrial Mix, and Family Structure », *Journal of Regional Science*, 37(3), p. 459-478.
- COURGEAU D. et MERON M. [1995], « Mobilité résidentielle, activité et vie familiale des couples », *Economie et Statistique*, vol. 290, p. 17-31.
- 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, p. 21-42.
- CREUSAT J. [2003], « La Lorraine face à son avenir [II] : du diagnostic spatial aux enjeux territoriaux », Supplément à *Economie Lorraine*, INSEE.
- DAOULI J., DEMOUSSIS M. et GIANNAKOPOULOS N. [2010], « Mothers, fathers and daughters: Intergenerational transmission of education in Greece », *Economics of Education Review*, 29(1), p. 83-93.
- DEMMOU L. [2010], « La désindustrialisation en France », documents de travail de la DG Trésor, n°2010/01 - Juin 2010.
- DI PRETE T. [1993], « Industrial Restructuring and the Mobility Response of American Workers in the 1980s », *American Sociological Review*, 58(1), p. 74-96.
- DRAPIER C. et JAYET H. [2002], « Les migrations des jeunes en phase d'insertion professionnelle en France. Une comparaison selon le niveau de qualification », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, vol. 3, p. 355-376.
- DUMARTIN S. [1995], « Mobilité géographique des jeunes et insertion professionnelle des jeunes », *Economie et Statistique*, n°283-284, p. 97-110.
- DURLAUF S.N. [2004], « Neighborhood effects », dans HENDERSON J. V. et THISSE J. F. [ed.], *Handbook of Regional and Urban Economics*, édition 1, vol. 4, chap. 50, p. 2173-2242.
- DURU-BELLAT M. et MINGAT A. [1988], « Le déroulement de la scolarité au collège: le contexte fait des différences », *Revue Française de Sociologie*, 29(4), p. 649-666.
- DURU-BELLAT M. et VAN ZANTEN A. [1992], *Sociologie de l'école*, Armand Colin.
- ERMISCH J. et FRANSECONI 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 GILLES F. [2013], « An evaluation of the impact of industrial restructuring on individual human capital accumulation in France [1956-1993] », TEPP Working Paper n°2013-9.
- FONTAGNE L. et LORENZI J.-H. [2005], *Désindustrialisation, délocalisations*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique.
- FONTAINE F. [1987], « Les industries du Nord-Pas de Calais, éléments statistiques 1962-1985 », *supplément à Profil*, INSEE.
- de HAAN M. [2010], « Birth order, family size and educational attainment », *Economics of Education Review*, 29(4), p. 576-588.
- HAVEMAN R. et WOLFE B. [1995], « The Determinants of Children's Attainments: A Review of Methods and Findings », *Journal of Economic Literature*, 33(4), p. 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.

- HARRIS J. R. et TODARO M. [1970], « Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis », *American Economic Review*, vol. 40, p. 126-142.
- HECKMAN J.J. [1979], « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, 7(1), p. 153-161.
- HECKMAN J.J., ICHIMURA H. et TODD P. E. [1998], « Matching as an econometric estimator: evidence from evaluating a job training program », *Review of Economic Studies*, Vol. 64, p. 605-654.
- HOLMLUND H., LINDAHL M. et PLUG E. [2011], « The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods », *Journal of Economic Literature*, 49(3), p. 615-651.
- JAEGER D.A. et PAGE M.E. [1996], « Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects in the Returns To Education », *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), p. 733-740.
- JOHNSON P. [2002], « Intergenerational Dependence in Education and Income », *Applied Economic Letters*, vol. 9, p. 159-162.
- KELLERHALS J. et MONTANDON C. [1991], *Les stratégies éducatives des familles*, Ed. Delachaux et Niestlé.
- LJUNGQVIST L. et SARGENT T. [1998], « The European unemployment dilemma », *Journal of Political Economy*, 106(3), p. 514-550.
- MINISTERE DE L'EDUCATION NATIONALE [2008], « La réussite scolaire des femmes et des hommes en Europe », *Les notes d'information de la DEPP*, n°08-11, France.
- MOULTON B. R. [1986], « Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates », *Journal of Econometrics*, 32(3), p. 385-397.
- MOULTON B. R. [1990], « An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units », *The Review of Economics and Statistics*, 72(2), p. 334-338.
- NEWELL A. et 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*, 49(1), p. 43-53.
- OECD [2003], *Education at a Glance 2003: OECD indicators*, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- 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*, p. 1-15.
- PATUREL R. [1985], « Restructurations en 1984 : La fin des mythes ? », *Revue d'économie industrielle*, vol. 34, 4<sup>ème</sup> trimestre 1985, p. 130-143.
- PINCON M. [1987], *Désarrois ouvriers. Familles de métallurgistes dans les mutations industrielles et sociales*, Paris, L'Harmattan.
- PISSARIDES C. et WADSWORTH J. [1989], « Unemployment and the Inter-Regional Mobility of Labour », *Economic Journal*, 99(397), p. 739-755.
- RUBON D. [1974], « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, 66(5), pp. 688-701.
- SAKATA K. et MCKENZIE C.R. [2003], « The Accumulation of Human Capital and the Sectoral Shifts Hypothesis for Different Age Groups », *Academic Journal*, 64(3), p. 459-465.
- STOCK J. H. et YOGO M. [2005], « Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression », in Andrews, D.W. and Stock, J.H. [Ed.], *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, pp. 80-108.
- TANDE A. [1977], « Les restructurations se poursuivent en 1976 », *Economie et Statistique*, n°92, septembre 1977, pp. 70-73.
- TAYLOR K. [2006], « UK Wage Inequality: An Industry and Regional Perspective », *Labour: Review of Labour Economics and Industrial Relations*, 20(1), pp. 91-124.
- VIET C. [2003], *L'accompagnement des mutations économiques*, rapport de mission pour le Premier ministre.
- WOOLDRIDGE J.M. [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts London, England.