



**HAL**  
open science

## Accéder à l'emploi qualifié : les déterminants

Rachid Boumahdi, Philippe Lemistre

► **To cite this version:**

Rachid Boumahdi, Philippe Lemistre. Accéder à l'emploi qualifié : les déterminants. 2006. halshs-00009001

**HAL Id: halshs-00009001**

**<https://shs.hal.science/halshs-00009001>**

Submitted on 10 Feb 2006

**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.

## Accès à l'emploi qualifié en début de vie active : les déterminants

### Résumé

L'analyse de l'accès à l'emploi cadre des jeunes de la génération sortie du système éducatif en 1998 montre que l'origine sociale joue un rôle au-delà du système éducatif, ceci indépendamment de l'effet de l'origine sociale sur le niveau d'études et de la spécialité de formation. Par ailleurs, si le niveau d'études des filles est plus élevé en moyenne que celui des garçons, la proportion de garçons cadres est supérieure d'un quart à celle des filles. L'origine sociale s'avère tout d'abord nettement plus pénalisante pour les filles que pour les garçons. Ensuite, la profession du père apparaît surtout déterminante et favorable aux garçons, la profession de la mère agissant surtout sur la destinée des filles. L'effet indirect de l'origine sociale via le niveau d'études demeure néanmoins le principal déterminant de l'accès à l'emploi cadre.

### Abstract

We study the analysis of the access to the high skilled jobs young people of the generation left the education system in 1998. We show that the family background plays a part after the exit of the education system independently of the effect of the family background on the education level. In addition, if the education level of the girls is higher on average than that of the boys, the proportion of boys who occupies high skilled jobs is a higher quarter than that of the girls. First of all, the family background proves more penalizing for the girls than for the boys. Then, the influence of the profession of the father appears especially favorable to the boys, the profession of the mother acting especially on the destiny of the girls. The indirect effect of the family background via the level of studies remains nevertheless the principal one determining access to the most qualified employment.

### Introduction

La proportion de cadre au sein de la population active est actuellement de 14,4%<sup>1</sup>. Les projections réalisées par la DARES pour 2010 prévoient une proportion de 20% pour 2010 (Topiol, 2001) et celle du Plan de 21% pour 2015 (Chardon, Estrade et Toutlemonde, 2005). L'augmentation de la part des cadres dans la population active française se ralentit manifestement. Rappelons, en effet, que de l'après guerre aux années 80 le nombre de cadres avait été multiplié par 6 (Mallet, 1993). Pour ces périodes, cet accroissement ne semble pas s'être accompagnée d'une augmentation correspondante de la proportion de fils de cadres qui le sont eux-mêmes. Cette augmentation aurait donc favorisé la mobilité sociale ascendante (Vallet [1999]). En d'autres termes, l'origine sociale jouerait un rôle moins important qu'auparavant dans l'accès à l'emploi cadre.

Toutefois, actuellement l'objectif affiché est d'atteindre 50% de diplômés de l'enseignement supérieur pour chaque génération de sortants, la mise en place du LMD participant à la réalisation de cet objectif<sup>2</sup>. De 1988 à 1994 le taux de sortants possédant un diplôme de l'enseignement supérieur a déjà considérablement augmenté, passant de 33% à 38% en 6 ans (Béduwé et Germe, 2004). L'augmentation du nombre de diplômés procède de plusieurs logiques. La première est le souhait de garantir la compétitivité internationale à moyen et long

---

<sup>1</sup> Source « enquête emploi » 2003.

<sup>2</sup> La tendance actuelle est de créer nombre de licences professionnelles et davantage de Master qu'il n'existait de DESS. Si la proportion de jeunes qui accèdent au bac (via la création des bac pro notamment) s'est stabilisée alors qu'elle avait largement participé à la hausse du niveau d'éducation (Béduwé et Germe, 2004), c'est donc maintenant davantage « par le haut » que les créations vont accroître le niveau d'éducation.

terme. Il s'agit ensuite de faire participer le système éducatif à l'égalité des chances en permettant au plus grand nombre d'accéder au plus haut niveau d'éducation. Les ménages sont également fortement demandeur d'éducation pour leurs enfants afin de faciliter leur insertion. L'offre d'éducation augmente donc pour des raisons, en grande partie, indépendante de la demande de compétences immédiate. De plus en plus de jeunes se trouvent alors « déclassés », au sens où ils occupent un emploi d'un niveau inférieur à celui auquel leur diplôme est « censé » leur donner accès. Ainsi, 40% des jeunes de la génération de sortants 98 s'estiment déclassés au premier emploi (Giret et Lemistre, 2004).

En conséquence, le constat est celui d'un très important décalage entre niveau de diplôme et niveau d'emploi. Les détenteurs d'un même diplôme n'ont pas un destin équivalent et vraisemblablement pas la même « égalité des chances » lors de l'accès à l'emploi. L'origine sociale peut évidemment jouer un rôle dans cette inégalité. A l'inégalité des chances à l'école succède donc l'inégalité des chances à l'entrée sur le marché du travail (Lemistre, 2006). De fait, « l'origine sociale aurait un impact sur les destinées sociales (professionnelles) plutôt plus important que sur les parcours scolaires » et ceci à diplôme identique pour ce dernier cas (Goux et Morin, 1997 p22.).

Dans un contexte d'accroissement modéré de la proportion de cadre dans la population active, d'une part et d'une augmentation considérable du nombre de diplômé, d'autre part ; alors que ces tendances se renforcent, il est opportun d'établir un état de lieu de l'accès des jeunes à l'emploi cadre. Certains parmi les plus diplômés auront, en effet, de plus en plus de difficulté à accéder au statut cadre. Pour s'en convaincre, il suffit d'observer la part des individus ayant un niveau d'études supérieur ou possédant un diplôme de ce niveau parmi les cadres. Ainsi les diplômés du supérieur représentaient 59,3% en 1982 contre 66,6% des cadres en 1990 (Beduwe et Espinasse [1995]), puis 75% en 2002. Si l'on considère, non pas le diplôme acquis, mais le niveau d'études atteint ce pourcentage passe à 82%<sup>3</sup>.

L'objectif de cet article est d'examiner les déterminants de l'accès à ce statut notamment l'origine sociale. Comme celle-ci agit également sur le niveau de formation initiale, ce sont les deux effets qui seront estimés simultanément pour une génération de sortants du système éducatif : la génération 1998. Cette dernière a deux particularités, la première est d'être l'une des plus diplômées des générations récentes. La seconde est qu'elle est entrée sur le marché du travail à une période où la conjoncture était favorable.

Effectuer une étude qui prend en compte l'impact de l'origine sociale sur l'insertion impose de prendre en compte le genre même si les effets de l'origine sociale sur le niveau d'études sont maintenant comparables pour les filles et les garçons (Thélot et Vallet, 2000). En effet, l'absence de distinction par genre pour l'accès aux plus hauts niveaux d'études n'a pas nécessairement pour corollaire un effet comparable de l'origine sociale sur l'accès au marché du travail pour les deux sexes. Pour les cadres, plusieurs études mettent en avant la hausse du taux d'accès des femmes aux professions cadres et également le maintien d'une prédominance des hommes (Amar M., Lerenard A., Topiol-Bensaid A., Viney X., 1999, notamment). Plus généralement la ségrégation entre hommes et femmes sur le marché du travail ne reproduirait pas la ségrégation opérée dans le système éducatif, alors que cette relation est souvent supposée (Coupié et Epiphane, 2006).

La première section présente les différentes hypothèses théoriques qui permettent d'expliquer l'inégalité dans le système éducatif et à l'entrée sur le marché du travail. Dans la seconde section la méthode d'estimation simultanée est présentée ainsi que les données. La dernière

---

<sup>3</sup> Calcul des auteurs à partir de l'enquête emploi INSEE 2002.

section présente les estimations pour l'ensemble de la génération pour différentes spécifications du niveau d'études, puis pour les garçons et les filles.

### **1. Théorie économique, rôle de l'origine sociale et genre**

La prise en compte de l'impact de rôle de l'origine sociale sur l'insertion est apparue dans les années 70 (Griliches, 1979). Il s'agissait d'étudier les déterminants du niveau d'études afin de prendre en compte l'endogénéité de la variable éducation dans la fonction de gains. Le niveau d'éducation est expliqué alors par le niveau d'études des parents, leur revenu, le nombre de frères et sœurs et quantité d'autres variables liées à l'origine sociale. Le fait que des jeunes aux aptitudes supposées identiques ex-ante atteignent des niveaux d'études distincts est expliqué alors par l'imperfection des marchés financiers qui créent une contrainte de liquidité. Si les marchés financiers étaient parfaits, tous les jeunes qui ont un potentiel (supposé évaluable) se verraient octroyer des prêts pour financer leurs études. Il y aurait alors égalité des chances, les jeunes d'origine sociale modeste à haut potentiel ayant le recours au crédit.

Le marché financier n'étant pas parfait, la contrainte de liquidité expliquerait alors le lien entre origine sociale et niveau d'études. Une telle hypothèse est actuellement en débat. Cameron et Taber (2000, 2004) suggèrent que la contrainte de liquidité ne jouerait plus de rôle pour les Etats-Unis car le système de prêt aux étudiants se serait largement amélioré. Carneiro et Heckman (2002) relativise cette conclusion en distinguant deux types de contraintes de liquidité, l'une à court terme et l'autre à long terme. La première est liée, par exemple, aux revenus ou la solvabilité des parents et du jeune à un moment donné des études, moment correspondant souvent à la date d'enquête de l'échantillon retenu pour chaque étude empirique. La contrainte de liquidité à long terme concerne toute la scolarité des enfants et ses effets peuvent se prolonger au-delà. La profession des parents et/ou leur niveau d'études traduirait une telle contrainte<sup>4</sup>.

Carneiro et Heckman (2002) propose une explication relative aux effets de long terme de l'origine sociale, alternative à la contrainte de liquidité. Les parents les mieux formés seraient les plus à même de transmettre à leurs enfants des éléments cognitifs et non cognitifs qui leur offrent les meilleures chances de réussite dans le système éducatif et au-delà. Ces éléments cognitifs et non cognitifs sont supposés corrélés positivement aux performances dans le système éducatif et à la productivité sur le marché du travail. On retrouve ici une argumentation qui rejoint, pour partie, celle souvent invoquée par la sociologie, particulièrement la sociologie française (Boudon, 1973, Bourdieu et Passeron, 1970)<sup>5</sup>.

Si le système éducatif permettait aux employeurs de repérer parfaitement les aptitudes individuelles, l'origine sociale ne jouerait plus de rôle au-delà du système éducatif. Tel n'est évidemment pas le cas. Des éléments cognitifs et non cognitifs procurés par l'environnement familial sont susceptibles alors de jouer un rôle qui peut distinguer deux jeunes qui ont le même diplôme et le même parcours scolaire. S'ajoute à cela un autre argument qui expliquerait l'impact de l'origine sociale après les études.

En France, le premier moyen de recruter est l'appel aux réseaux sociaux devant les candidatures spontanées (Lizé L., 2000). Ces réseaux sociaux concernent aussi bien des

---

<sup>4</sup> Pour Carneiro et Heckman (2002), les résultats de Cameron et Taber (2000, 2004) concernent la contrainte de court terme. Si contrairement à Cameron et Taber les auteurs concluent à un effet de la contrainte de liquidité à court terme, celui-ci s'avère très modéré. En revanche, la contrainte de liquidité à long terme jouerait un rôle déterminant.

<sup>5</sup> Pour un résumé des argument sociologiques tant pour l'effet de l'origine sociale au-delà du système éducatif que des différences entre hommes et femmes, voir Lemistre (2005).

relations personnelles ou familiales que des retours dans une entreprise où le salarié a déjà travaillé, chacune de ces deux modalités constituant 20% au moins des cas (Degenne, 2004, Lagarenne et Marchal, 1995). Pour les jeunes, le rôle des réseaux sociaux semble particulièrement déterminant. Par exemple, pour les moins de trente ans en 1997, d'une part, 57% d'entre eux ont trouvé leur premier emploi stable grâce à leurs réseaux sociaux (Margolis et Simonet, 2005), d'autre part, pour ces jeunes, les réseaux personnels jouent un rôle plus déterminant que les réseaux professionnels<sup>6</sup>.

En tout état de causes, l'origine sociale est susceptible de jouer un rôle au-delà du système éducatif, plus particulièrement à l'insertion sur le marché du travail.

Pour la distinction filles garçons, sur le plan théorique deux hypothèses peuvent être évoquées : les filles seraient victimes de discrimination à l'embauche ou au cours de la carrière<sup>7</sup>. La seconde hypothèse est que les réseaux sociaux seraient plus favorables aux garçons qu'aux filles, ce qui recouvre en fait une forme particulière de discrimination. Ainsi, un rapport récent du BIT (2003) indique que « les femmes sont exclues des réseaux des entreprises », soit les réseaux professionnels.

## 2. Données et méthode

### 2.1. Le modèle

Le principal objectif des investigations empiriques est de prendre en compte l'influence de l'origine sociale sur la probabilité de devenir cadre, tout en considérant l'influence de cette même origine sociale sur le niveau d'études. A cette fin, on considère le modèle probit univarié :

$$Y_1^* = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + Y_2\delta + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

où  $\varepsilon \rightarrow N(0,1)$ ,  $Y_2$  est le nombre d'années d'études,  $X_1$ ,  $X_2$  sont des variables explicatives exogènes et  $Y_1^*$  est une variable latente pour laquelle on observe :

$$Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_1^* \geq 0 \quad (\text{si l'individu est cadre}) \\ 0 & \text{si } Y_1^* < 0 \quad (\text{sinon}) \end{cases}$$

La probabilité de devenir cadre peut être exprimée de la façon suivante :

$$\begin{aligned} \text{prob}(Y_1 = 1) &= \text{prob}(\varepsilon \geq -X_1\beta_1 - X_2\beta_2 - Y_2\delta) \\ &= 1 - \Phi(-X_1\beta_1 - X_2\beta_2 - Y_2\delta) \\ &= \Phi(X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + Y_2\delta) \end{aligned} \quad (2.2)$$

<sup>6</sup> Source enquête « jeunes et carrières » 1997, calculs des auteurs. L'influence des réseaux personnels demeure même la plus importante pour les moins de 45 ans en 1997 : 32% ont trouvé leur premier emploi grâce à un proche ou une relation personnelle contre 25% par des relations professionnelles (employeur antérieur ou école ou relation dans la vie professionnelle), viennent ensuite les autres modes de recrutement (petites annonces démarche personnelles, etc.). Les sources françaises et pas seulement celles-ci sont relativement rares pour mettre en exergue le rôle des réseaux personnels, l'enquête jeune et carrière est à ce jour la plus récente et la mieux, voire la seule, suffisamment documentée dans ce domaine. L'enquête génération 1998 utilisée ici ne fournit, par exemple, pas les variables adéquats.

<sup>7</sup> Voir Boumahdi et Plassard (2005) pour un survey théorique et empirique concernant la discrimination

Si la variable  $Y_2$  est exogène, le modèle (2.1) peut être estimé comme un modèle probit standard par maximum de vraisemblance.

Supposons, maintenant que,  $Y_2$  est endogène et que :

$$\begin{aligned} Y_1^* &= X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + Y_2\delta + \varepsilon \\ Y_2 &= X_1\lambda_1 + Z_1\lambda_2 + \eta \end{aligned} \quad (2.3)$$

où  $\eta \rightarrow N(0, \sigma^2)$ . La matrice de variance covariance des deux termes aléatoires  $\varepsilon$  et  $\eta$  est donnée par :

$$\Omega = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix} \quad (2.4)$$

Soit  $L$  la fonction de vraisemblance,  $\varphi$  la fonction de densité jointe de  $(\varepsilon, \eta)$  et  $f(\varepsilon, \eta)$  est la fonction de densité de la loi normale bivariée.

$$L = [\varphi(Y_1 = 1, Y_2)]^{Y_1} [\varphi(Y_1 = 0, Y_2)]^{1-Y_1}$$

où

$$\varphi(Y_1 = 1, Y_2) = \int_{-X_1\beta_1 - X_2\beta_2 - Y_2\delta}^{\infty} f(\varepsilon, Y_2 - X_1\lambda_1 - Z_1\lambda_2) d\varepsilon \quad (2.5)$$

$$\varphi(Y_1 = 0, Y_2) = \int_{-\infty}^{-X_1\beta_1 - X_2\beta_2 - Y_2\delta} f(\varepsilon, Y_2 - X_1\lambda_1 - Z_1\lambda_2) d\varepsilon \quad (2.6)$$

Sachant que la distribution de  $\varepsilon$  conditionnellement à  $\eta$  est une normale de moyenne  $\eta\rho / \sigma$  et de variance  $(1 - \rho^2)$  et afin de simplifier le calcul des fonctions de densité  $\varphi$  dans (2.5) et (2.6),  $f(\varepsilon, \eta)$  peut être exprimée en termes de distribution conditionnelle de  $\varepsilon$  et marginale de  $\eta$  de la façon suivante :

$$f(\varepsilon, \eta) = f(\varepsilon / \eta) f(\eta)$$

Donc, on peut réécrire les équations (2.5) et (2.6) sous la forme suivante :

$$\varphi(Y_1 = 1, Y_2) = \Phi(W) [\psi(Y_2 - X_1\lambda_1 - Z_1\lambda_2)] \quad (2.7)$$

$$\varphi(Y_1 = 0, Y_2) = [1 - \Phi(W)] [\psi(Y_2 - X_1\lambda_1 - Z_1\lambda_2)] \quad (2.8)$$

$$W = \frac{X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + [Y_2 - X_1\lambda_1 - Z_1\lambda_2]/(\rho / \sigma)}{\sqrt{1 - \rho^2}}$$

où  $\Phi(W)$  et  $\psi(W)$  représentent, respectivement, les fonctions de répartition et de densité de la loi normale centrée réduite.

Etant donnée les équations (2.7) et (2.8) et sachant que :

$$L = [\varphi(Y_1 = 1, Y_2)]^{Y_1} [\varphi(Y_1 = 0, Y_2)]^{1-Y_1}$$

alors

$$\begin{aligned} \ln L &= Y_1 (\ln \Phi(W) + \ln [\psi(Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)]) \\ &+ (1 - Y_1) (\ln [1 - \Phi(W)] + \ln [\psi(Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)]) \\ &= Y_1 \ln \Phi(W) + (1 - Y_1) \ln [1 - \Phi(W)] - \ln [\psi(Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)] \end{aligned} \quad (2.9)$$

$$\text{Où } \ln [\psi(Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)] = \frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma_2^2) + \frac{1}{2\sigma_2^2} (Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)^2$$

On peut réécrire (2.9) sous la forme :

$$\ln L = \Psi_1 + \Psi_2 \quad (2.10)$$

avec

$$\Psi_1 = Y_1 \ln \Phi(W) + (1 - Y_1) \ln [1 - \Phi(W)] \quad (2.11)$$

$$\Psi_2 = -\frac{1}{2} \ln(2\pi\sigma_2^2) - \frac{1}{2\sigma_2^2} (Y_2 - X_1 \lambda_1 - Z_1 \lambda_2)^2 \quad (2.12)$$

Si  $Y_2$  est exogène, c à d  $\rho = 0$  alors  $\ln L = \Psi_1$  et l'estimation de l'équation (10) se réduit à une simple estimation d'un modèle probit. Le choix entre une estimation simultanée de  $\Psi_1 + \Psi_2$  ou simplement de  $\Psi_1$  est basée sur un test de significativité du paramètre  $\rho$ . Test reporté pour chaque estimation.

## 2.2. Les déterminants du niveau d'études et de l'accès à l'emploi cadre

L'enquête mobilisée est l'enquête « Génération 98 » du Céreq où sont observés pendant trois ans un peu plus 55 000 jeunes sortis du système de formation initiale en 1998. Ils sont représentatifs de la génération totale de sortants (environ 700 000 jeunes).

L'analyse porte sur l'accès au statut cadre pour les raisons invoquées en introduction. Ce statut recouvre évidemment des professions de niveaux hiérarchiques, aux contenus et aux responsabilités diverses (Gadéa, 2003). Il n'en demeure pas moins le plus qualifié de la nomenclature des emplois et des conventions collectives, d'une part. D'autre part, il présente un avantage au moins en regard du salaire, même s'il ne s'agit évidemment pas de remettre en cause l'intérêt des études fondées sur le salaire. Le salaire immédiat (au moment de l'enquête) reflète, en effet, assez peu le potentiel en terme de carrière contrairement au statut. Or, les jeunes cadres ont des évolutions de carrières plus importantes que les non cadres (Lemistre, 2003) et les tous premiers emplois déterminent largement la carrière future (Leminez et Roux, 2002). En d'autres termes, le statut cadre retenu est ici est un indicateur plus précis du salaire futur que le salaire immédiat.

L'emploi retenu est le premier emploi occupé qui est caractérisé uniquement par son statut. Les variables explicatives prises en compte concernant, en effet, uniquement les caractéristiques individuelles à la sortie du système éducatif afin de se focaliser sur leurs effets sur l'insertion et le niveau d'études pour certaines d'entre elles. Par ailleurs, l'analyse porte sur l'ensemble de la génération et pas uniquement sur la population active ou en emploi. Ce choix a été fait notamment car la population inactive est une construction statistique qui reflète une situation à une date donnée et pas nécessairement un choix individuel. Par

exemple, l'inactivité peut être un choix par défaut. On sait de plus que les frontières entre inactivité et chômage sont beaucoup plus floues qu'il n'y paraît (Freyssinet, 2004)<sup>8</sup>.

La variable caractérisant le niveau d'études n'est pas le nombre d'années d'études. Ce dernier reflète en effet assez mal le niveau de capital humain accumulé. De fait, le nombre total d'années d'études comprend les années d'études redoublées et les cursus « allongés ». Par cursus allongé nous entendons une durée d'études supérieure à la durée nécessaire à l'obtention du diplôme<sup>9</sup>. Pour illustrer le décalage entre nombre d'années d'études et niveau d'études, il suffit de se référer à un nombre d'années d'études donné et d'observer la distribution des niveaux réellement atteints. Ainsi, pour 15 années d'études (comptées au-delà de l'âge de 6 ans) qui en théorie correspondent à un Baccalauréat + 2 ans, seul 50% des jeunes ont effectivement ce niveau tandis que 26% ont le niveau Baccalauréat. Les autres ont des niveaux encore inférieurs. Par ailleurs, moins de 30% des jeunes ont le niveau Bac pour 13 années d'études. Les autres sont des jeunes de niveau inférieur voire sans qualification qui ont connu de nombreux redoublements.

Aussi, nous avons choisi de caractériser principalement le niveau d'études par le plus haut niveau atteint. Le niveau d'études n'est pas synonyme ici de niveau de diplôme. Un jeune qui poursuit ces études jusqu'au bac sans l'obtenir aura le niveau bac<sup>10</sup>. La variable construite prend un nombre de valeurs correspondant à différents niveaux de formation : sans qualification – premier niveau de formation professionnelle<sup>11</sup>, Baccalauréat, Bac+1, Bac+2, Bac+3, etc.<sup>12</sup>. Toutefois, afin d'effectuer des comparaisons, la première estimation présente les résultats pour le nombre d'années d'études « brut », le nombre d'années d'études correspondant au niveau atteint et le nombre d'années d'études relatif au niveau de diplôme (diplôme obtenu). L'obtention du diplôme est, en effet, déterminante pour l'insertion (Lemistre, 2004), notamment car les conventions collectives accordent souvent une place plus importante au niveau de diplôme qu'au niveau de formation (Jobert et Tallard, 1993).

Pour effectuer l'estimation, il est nécessaire de disposer d'un certains nombres de variables explicatives du niveau d'études, notamment des variables qui n'aient pas d'effet direct sur le salaire (instruments). Il s'agit tout d'abord d'indicatrices pour le père et la mère de leur situation à la sortie du système éducatif de leur enfant : au chômage, dans le secteur public, privé, à la retraite ou autre inactif. Ensuite, figurent également des variables croisant les professions des parents et les distances parcourues (également au carré) entre le lieu d'origine (lieu d'habitation en 6<sup>ème</sup>) et lieu de formation. Ces dernières variables sont relatives à l'impact de la proximité du lieu de formation selon l'origine sociale. Elles reflètent en grande

---

<sup>8</sup> Les chômeurs sont également pris en compte ici. Habituellement ces derniers ont une PCS dont parfois une PCS cadre. Toutefois, cette dernière est déduite habituellement de la PCS précédente. Or, les jeunes au premier emploi n'ont évidemment pas de PCS précédente. Parmi les chômeurs, soit ici uniquement ceux qui n'ont pas eu de premier emploi au cours des 3 premières années de vie active, il n'y a donc que des individus « potentiellement cadre » qui ne peuvent être identifiés. Pour une étude, à partir de la même enquête mais uniquement pour les jeunes en emplois en 2001 et occupant un emploi cadre en 2001 voir Lemistre (2005).

<sup>9</sup> Ce phénomène se développe en France notamment dans l'enseignement supérieur du fait d'une organisation récente des études par modules à l'Université et de l'augmentation du nombre d'étudiants qui travaillent pendant leurs études.

<sup>10</sup> Le choix effectué recoupe partiellement la nomenclature en niveau (I à VI) qui n'est pas homogène pour des raisons historiques. Par exemple, au niveau IV figurent les bacheliers non diplômés, les diplômés et les diplômés qui ont poursuivis leurs études sans obtenir de diplôme supérieur. En revanche, au niveau III figure uniquement les diplômés. Voir Dauty, Lemistre et Vincens (2005) pour le détail.

<sup>11</sup> CAP-BEP : Certificat d'aptitude professionnel et brevet d'études professionnelles.

<sup>12</sup> Le nombre de valeurs prises par cette variable soit 9 est très proche de celles du nombre d'année d'études qui en prend 9 dans près de 95% des cas et deux supplémentaires pour les 5% restant et quelques autres supplémentaires pour des cas très isolés.



partie la contrainte de liquidité évoquée précédemment, selon Card (1995) et Cameron et Taber (2004)<sup>13</sup>.

La profession des parents correspond au plus haut niveau de la nomenclature des Professions et Catégories Socioprofessionnelles (PCS) pour le père et pour la mère. Ces variables sont aussi des explicatives de la probabilité de devenir cadre et du niveau d'études. Figurent également dans les deux spécifications la région de formation. L'offre de formation régionale détermine le niveau d'études et la région de formation constitue le champ géographique de prospection pour le premier emploi (Wolpin, 1987). Une migration est évidemment envisageable mais elle intervient uniquement si l'espérance salariale, diminuée du coût de la migration, est supérieure à l'espérance salariale sur le site d'origine (Todaro, 1969). Compte tenu de ces éléments, le champ de prospection, la région ici, a logiquement une influence sur la probabilité de devenir cadre. Une autre variable géographique est également retenue. Cette dernière indique si le jeune habite en milieu rural en fin d'études.

Une variable destinée à saisir les performances scolaires passées indique l'âge en 6<sup>ème</sup> qui varie en fonction d'éventuels redoublements.

Une série de 36 variables indicatrices est prise en compte, cette fois uniquement pour la probabilité de devenir cadre. Il s'agit des spécialités de formation qui procèdent d'un regroupement de la nomenclature des spécialités de formation (NSF). Le regroupement est lié à des contraintes d'effectifs et à la nécessité de disposer de spécialités qui recouvre l'ensemble des niveaux de formation. Il s'agit notamment dévaluer les débouchés « toutes choses égales par ailleurs » des différentes spécialités<sup>14</sup>.

Par ailleurs, plusieurs études ont montrées que le fait de travailler pendant les études influence simultanément l'insertion et la poursuite d'études en desserrant la contrainte de liquidité pendant les études et en limitant le champ de prospection à l'entrée sur le marché du travail (Giret et Bédoué, 2005, pour la France). Deux variables indicatrices du fait d'avoir poursuivi un stage pendant ses études ou d'avoir occupé un emploi régulier (8 heures par semaine minimum) sont intégrées comme explicatives de la probabilité de devenir cadre et du niveau d'études.

---

<sup>13</sup> Le rôle de ces instruments et leur impact sur le niveau d'études ne seront pas discutés ici. Les auteurs tiennent à disposition des lecteurs les estimations. Pour une mise en perspective théorique et une étude spécifique de l'impact de ces variables sur le niveau d'études et le rendement de l'éducation pour l'enquête génération voir Moreau et Lemistre (2005).

<sup>14</sup> Les différences constatées peuvent recouvrir de nombreuses explications : sélectivité des filières selon les spécialités, contenus de formation plus complexes pour certaines spécialités, évolution de la demande par spécialité, décalage entre offre et demande, éventuelle inadéquation de l'offre, etc.

### 3. Devenir cadre pour la génération de sortant du système éducatif en 1998

#### 3.1. Un rôle de l'origine sociale au-delà du système éducatif

**Tableau 1. Statistiques descriptives**

population	Statistique descriptives(1)	% de cadres		
	totale	totale	garçons	filles
		11,4	12,7	10,1(3)
années d'études brut (2)	15,7 (15,4 - 16)	--	--	--
Niveau (2)	14,4 (14,1 - 14,6)	--	--	--
niveau de diplômes (2)	13,8 (13,5 - 14,1)	--	--	--
filles	48,6	--	--	--
garçons	51,1	--	--	--
âge en 6ème	11,2	--	--	--
habite en milieu rural fin d'études	15,6	3,7	4	3,4
habite en milieu urbain fin d'études	84,4	12,9	14,4	11,3
stage pendant les études	61,8	12,7	15,7	9,9
pas de stage pendant les études	38,2	9,5	8,7	10,5
emploi régulier pendant les études	9,3	15,5	18,1	13,7
pas d'emploi régulier pendant les études	90,7	11	12,3	9,7
<b>CS parents</b>				
<b>père</b>				
agriculteur	4,6	8	8,9	7,1
artisan. Com., chef d'ent.	10,7	10,8	11,5	10
cadre	17,5	29,2	32,8	25,4
profession intermédiaire	8,4	12,7	13,6	11,7
employé	26,3	7,1	8,2	5,9
ouvrier	22,5	3,9	4,1	3,6
NSP (Ne Sais Pas) , jamais travaillé	10	10,2	11,4	9
<b>mère</b>				
agriculteur	2,9	12,2	8,4	7,1
artisan. Com., chef d'ent.	4,2	31,1	13,2	11,3
cadre	10,3	15,3	33,4	28,8
profession intermédiaire	4,7	9,4	17	13,5
employé	47,9	3,7	10,9	8
ouvrier	9,5	9,2	4,1	3,3
NSP, jamais travaillé	20,5	10,1	10,5	7,8

(1) Lorsqu'il s'agit de variables continues la statistique correspond à la moyenne sinon au % de la catégorie.

(2) Les chiffres entre parenthèse représentent les valeurs respectives pour les garçons et les filles.

(3) Lire 10,1% des filles de l'échantillon ont le statut cadre au premier emploi

Les coefficients de deux séries de variables ne sont pas reproduits, il s'agit de ceux des régions et des spécialités. Il très important de noter que la prise en compte de ces variables améliore le modèle<sup>15</sup>, sans que leur absence modifie l'ensemble des conclusions. Les spécialités de formation qui conduisent à la plus forte probabilité de devenir cadre quelle que soit la spécification sont : « informatique, traitement de l'information, réseaux de transmission de données », « électricité, électronique », « Enseignement formation ». Quant aux régions, deux régions se détachent « Iles de France » et « Midi Pyrénées ». La région Parisienne est

<sup>15</sup> Pseudo R<sup>2</sup> augmenté, creusement de certains écarts (entre PCS des parents notamment) et renforcement de la significativité de plusieurs variables.

l'aire géographique où les emplois de cadres sont les plus nombreux. L'activité aéronautique de la Région Toulousaine explique sa seconde position.

Habiter en milieu rural à la fin des études ne favorise manifestement pas l'accès à l'emploi cadre, sans aucun doute car l'emploi cadre est concentré dans les grands centres urbains. De même travailler pendant les études ne facilite pas l'accès aux professions les plus qualifiées. Il semblerait donc que les réseaux professionnels tissés pendant les études ne joue pas favorablement ici.

La proportion de jeunes cadres recrutés demeure inférieure au pourcentage de cadres dans la population active. Ainsi, 11,4% de la génération 98 est cadre au premier emploi alors que la population active occupée compte 15% de cadres.

La structure des qualifications des parents reflète les destins « habituels » respectifs des hommes et des femmes. Près de la moitié des mères sont, par exemple, « employé » contre un peu plus d'un quart des pères. A contrario, moins de 10% des mères sont ouvrières contre plus de 20% des pères. La structure des qualifications des parents traduit également des effets de génération. Ainsi, l'accès des femmes à l'emploi cadre ayant été plus difficile pour les générations antérieures, le pourcentage de mères cadres est de 10% contre 17,5% des hommes. En revanche, pour la génération 98, au premier emploi 10,1% des filles et 12,7% des garçons sont cadres. Les écarts semblent donc s'estomper. Toutefois, rien n'indique qu'ils ne se creuseront pas au cours de la carrière.

Les différentes variables caractérisant le niveau d'études conduisent à des années d'études moyennes décroissantes en fonction du degré d'exigence de la spécification. Les années d'études brutes ont une moyenne de 15,7 années (années au-delà de l'âge de 6 ans). Plus d'une année de moins en moyenne pour les années d'études correspondant au niveau d'études atteint et un peu plus de 7 mois pour les années d'études certifiées (14,4-13,8 années). En d'autres termes, en moyenne, les années redoublées ou les cursus allongés représentent 15 mois d'études (15,7-14,4 années) et les années non validées 7 mois.

Ces différentes spécifications de la variable niveau d'études conduisent à des résultats parfois distincts, mais surtout le degré croissant d'exigence de la spécification améliore considérablement l'estimation, surtout lorsque l'on passe du nombre d'années d'études brut au niveau exprimé en années d'études. Ainsi, les pseudo  $R^2$  calculés pour le modèle sans endogénéité (annexe) passe de à 39% à 52% . Il apparaît clairement que le problème vient des cursus allongés et des années redoublées. Ces dernières sont en partie prises en compte via l'âge en 6<sup>ème</sup> qui est logiquement en relation négative avec la probabilité de devenir cadre, mais il est aussi lié à la profession des parents<sup>16</sup>. Cette seconde endogénéité n'étant pas prise en compte l'effet de l'origine sociale sur la probabilité de devenir cadre est vraisemblablement surestimé pour la spécification avec le nombre d'années d'études brut. Il est, de fait, supérieur à celui estimé pour les autres spécifications. De même, lorsque l'endogénéité de la variable niveau d'études est ignorée, les effets de l'origine sociale sur la probabilité de devenir cadre sont surestimés. Pour les spécifications de la formation initiale correspondant au niveau d'études ou au niveau de diplômes, l'âge en 6<sup>ème</sup> n'est plus une variable significative pour l'estimation de la probabilité de devenir cadre, notamment car le niveau atteint est lié au parcours scolaire et capte vraisemblablement ces effets. En tout état de causes, les spécifications avec le niveau d'études ou de diplômes sont les plus précises.

---

<sup>16</sup> La plupart des variables explicatives du niveau d'études sont significativement liées à l'âge en 6<sup>ème</sup>, particulièrement la profession des parents (estimation par un probit ordonné).

**Tableau 2. Devenir cadre : les déterminants individuels**

années d'études	<i>Brut</i>		niveau		diplôme	
<b>constante</b>	-1,567	-5,0	-11,927	-25,53	-10,855	-24,82
<b>filles</b>	-0,179	-9,0	-0,350	-15,96	-0,373	-17,27
<b>années de formation</b>	0,294	44,8	0,740	60,32	0,670	62,7
<b>âge en 6ème</b>	-0,408	-18,1	-0,014	-0,46	0,014	0,46
<b>habite en milieu rural fin d'études</b>	-0,217	-6,2	-0,052	-1,29	-0,072	-1,82
<b>stage pendant les études</b>	0,240	11,6	-0,044	-1,83	-0,095	-3,98
<b>emploi régulier pendant les études</b>	-0,384	-12,6	-0,148	-4,75	-0,146	-4,78
<b>CS parents</b>						
<b>père</b>						
agriculteur	-0,245	-4,0	-0,280	-4,05	-0,277	-4,1
artisan. Com., chef d'ent.	-0,210	-6,3	-0,071	-1,85	-0,054	-1,45
cadre	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
profession intermédiaire	-0,213	-6,4	-0,128	-3,41	-0,137	-3,72
employé	-0,303	-10,6	-0,127	-3,73	-0,114	-3,42
ouvrier	-0,373	-10,5	-0,117	-2,75	-0,091	-2,15
NSP, jamais travaillé	-0,350	-10,0	-0,023	-0,58	0,017	0,42
<b>mère</b>						
agriculteur	-0,126	-1,6	0,061	0,7	0,054	0,64
artisan. Com., chef d'ent.	-0,221	-4,6	-0,033	-0,62	-0,018	-0,33
cadre	<i>ref.</i>		<i>ref.</i>		<i>ref.</i>	
profession intermédiaire	-0,171	-4,0	-0,101	-2,14	-0,097	-2,08
employé	-0,227	-8,5	-0,123	-4,04	-0,109	-3,66
ouvrier	-0,351	-7,0	-0,159	-2,77	-0,140	-2,49
NSP, jamais travaillé	-0,225	-7,1	-0,024	-0,65	0,011	0,3
$\rho$	-0,217	-10,3	-0,222	-8,5	-0,263	-10
<b>Test du chi2</b>	103		64		88	
<b>nb. observations</b>	55345					

*Variable prise en compte mais non reproduite : région de formation, 36 spécialités de formation.*

Quelles que soit la spécification du niveau d'études l'endogénéité de la variable est largement avérée ( $\rho$  très significatif). La probabilité de devenir cadre n'est donc pas indépendante des déterminants du niveau d'études.

Il existe donc un effet direct de la profession des parents sur la probabilité de devenir cadre et un effet indirect via le niveau d'études. Toutes choses égales par ailleurs, y compris la spécialité de formation et le niveau d'études ou de diplôme, les chances de devenir cadre sont nettement plus élevées pour les enfants de père ou de mère cadre. C'est avant tout la profession cadre des parents qui détermine l'accès à l'emploi cadre. Les écarts entre les autres professions des parents sont de fait plus modérés qu'entre ces professions et le statut cadre des parents. Par exemple, les pères « profession intermédiaire » n'offrent pas une probabilité de devenir cadre nettement supérieure aux pères « ouvrier » à leurs enfants, alors que les écarts de niveau d'études entre ces professions des parents sont toujours très nettement favorables aux professions intermédiaires<sup>17</sup>. Si l'on considère le niveau de diplôme, la probabilité de devenir cadre semble même plus importante pour les fils de père « ouvrier » que pour les fils

<sup>17</sup> Ce résultat est commun à l'ensemble des études. Une illustration est donnée dans le tableau 4 : pour les garçons ou les filles de père cadre le niveau d'études est supérieur de plus de une année aux enfants de père ouvrier (2,4 – 1,1 ou 2.3-1). Ces écarts augmentent de près d'une année si l'on considère le niveau de diplôme.

de père « profession intermédiaire ». Ce constat doit être relativisé au sens où le niveau d'études des enfants de père profession intermédiaire est « toute chose égale par ailleurs » supérieur à celui des fils d'ouvriers. En d'autres termes, pour les différences entre enfants de père « profession intermédiaire » et de fils d'ouvrier l'effet indirect l'emporte sur l'effet direct.

Les écarts à la profession cadre ont des ordres de grandeur proches, qu'il s'agisse du père ou de la mère. Ce résultat contraste avec le constat habituel d'un impact de la profession du père souvent nettement plus prononcé que celle de la mère sur le niveau d'études. Toutefois, il convient de décliner ces résultats par genre car les professions du père et de la mère n'ont peut être pas la même effet selon que l'enfant soit une fille ou un garçon. C'est l'un des objectifs de la section suivante.

### 3.2. Filles et garçons : des différences notables

**Tableau 3 . Les déterminants de l'accès à l'emploi cadre pour les filles et les garçons**

population	Garçons		Filles	
constante	-11,603	-19,5	-13,659	-13,9
filles				
années de formation en niveau	0,739	48,4	0,744	35,1
âge en 6ème	-0,031	-0,8	-0,011	-0,2
habite en milieu rural fin d'études	-0,008	-0,1	-0,097	-1,7
stage pendant les études	-0,075	-2,1	-0,015	-0,5
emploi régulier pendant les études	-0,157	-3,4	-0,136	-3,1
CS parents				
père				
agriculteur	-0,316	-3,1	-0,233	-2,5
artisan. Com., chef d'ent.	-0,070	-1,3	-0,082	-1,5
cadre	Ref.		ref.	
profession intermédiaire	-0,193	-3,6	-0,064	-1,2
employé	-0,145	-3,1	-0,120	-2,4
ouvrier	-0,163	-2,7	-0,079	-1,3
NSP, jamais travaillé	-0,106	-1,8	0,054	0,9
mère				
agriculteur	0,103	0,8	-0,008	-0,1
artisan. Com., chef d'ent.	0,042	0,5	-0,102	-1,4
cadre	Ref.		ref.	
profession intermédiaire	-0,023	-0,3	-0,186	-2,8
employé	-0,065	-1,5	-0,190	-4,3
ouvrier	-0,102	-1,3	-0,227	-2,7
NSP, jamais travaillé	0,042	0,8	-0,102	-1,9
$\rho$	-0,228	-6,9	-0,202	-4,7
chi2	43		20	
nb. observations	28300		27045	

Variable prise en compte mais non reproduite : région de formation, 36 spécialités de formation.

Le résultat le plus saillant concerne le rôle respectif des professions du père et de la mère. Pour les filles c'est la profession de la mère qui est la plus déterminante et pour les garçons c'est celle du père. Comment expliquer un tel résultat ? Les variables disponibles ici ne permettent guère d'aller très au-delà du constat. Toutefois, on peut émettre une hypothèse, au moins, en regard des éléments théoriques exposés plus haut et du constat de plusieurs études

empiriques, y compris une effectuées à partir de l'enquête mobilisée ici (Coupié et Epiphane, op.cit.). Le constat empirique est celui d'emplois fortement « sexués ». Dans cette perspective, les filles ont une forte probabilité d'accéder à des emplois proches de ceux de leur mère et inversement pour les garçons. Les mères sont alors logiquement plus à même de favoriser l'insertion de leurs filles et les pères celle de leurs garçons. Non pas car le père favoriserait son fils au détriment de sa fille, mais tout simplement car son domaine professionnel est plus fréquemment proche de celui de son fils que de celui de sa fille. Une telle conjecture doit évidemment être validée par d'autres études reposant sur des enquêtes permettant de préciser le rôle des réseaux familiaux dans l'insertion.

On retrouve la distinction par genre en regard des « spécialités de formation », chacune d'entre elles (36 au total) étant pratiquement toujours très nettement dominées par les filles ou les garçons. Ces derniers, sont les plus représentés dans les spécialités qui recrutent le plus de cadres évoqués précédemment. L'orientation scolaire vers une spécialité donnée semble donc jouer un rôle important dans l'accès à l'emploi cadre. Toutefois, rien n'indique que l'hypothèse selon laquelle les garçons accèdent plus fréquemment à l'emploi cadre car il sont dans les bonnes filières de formation, soit plus valide que la suivante : les filières scolaires dominées par les garçons conduisent plus fréquemment à l'emploi cadre car la discrimination à l'entrée au marché du travail pour accéder à ce type d'emploi est favorable aux garçons.

Afin de clarifier les résultats, des probabilités ont été calculées en regard de deux situations de référence pour la seule spécification où le niveau de formation est saisi via le niveau d'études exprimé en années. Il s'agit d'une fille ou d'un garçon dont le père et la mère sont tous deux « cadre », qui à l'âge médian en 6ème (correspondant à l'âge sans redoublement), qui n'a pas travaillé pendant ses études (emploi ou stage), qui a été formé en Ile de France et qui a suivi cette formation dans la spécialité « commerce-vente ». Les deux situations de références correspondent aux nombres d'années d'études des niveaux bac+5 et Bac+3 (diplômés ou non puisqu'il s'agit du niveau).

**Tableau 4. Probabilité d'accès à l'emploi cadre : un exemple**

Référence : père et mère cadre, spécialité commerce-vente, 6ème sans redoublement, ni emploi ni stage pdt études, formé en IDF,											
niveau d'études référence	effets directs %						effet indirect via niveau %				
	Bac+3			Bac+5			Bac+5				
population	Total	garçons	filles	Total	garçons	filles	Total	garçons	filles	garçons	filles
probabilité référence	33	36	10	84	86	56	84	86	56		
filles	-11			-9			-9				
CS parents											
père et mère											
agriculteur	-7	-7	-3	-6	-5	-10	-39	-1,6	-37	-1,6	-38
artisan, Com., chef d'ent,	-4	-1	-3	-2	-1	-7	-38	-1,5	-41	-1,7	-35
profession intermédiaire	-8	-8	-3	-5	-5	-10	-27	-1,1	-29	-1,3	-27
employé	-8	-8	-4	-6	-4	-12	-47	-1,8	-46	-1,9	-43
ouvrier	-9	-10	-4	-6	-6	-12	-60	-2,4	-59	-2,4	-48

Pour la situation de référence la probabilité de devenir cadre est de 86% pour les garçons contre 56% pour les filles à Bac+5 et respectivement 36 et 10% à bac+3. Ces écarts (-30% à Bac+5 et -26% à Bac+3) entre filles et garçons ne reflètent pas les écarts moyens estimés pour chaque niveau entre filles et garçons pour les estimations sur toute la population (-9% à

Bac+5 et -11% à Bac+3). Ces différences sont liées à l'impact distinct selon le genre des différentes variables explicatives, essentiellement les professions des parents. A bac+5 la profession des parents est nettement plus discriminante pour les filles. Une fille dont le père et la mère sont ouvriers a une probabilité de devenir cadre de 12% inférieur à celle d'une fille de père et de mère cadre. Soit une probabilité de 44% (56-12). Pour les garçons cet écart entre parents ouvriers et parents cadres est de 6%, soit une probabilité pour les garçons fils de père et mère ouvriers de 80% de devenir cadre.

A bac+3 la situation semble inversée, mais la valeur absolue des coefficients liés aux professions des parents s'appliquent à des probabilités de références très éloignées. Ainsi, un fils de père et mère ouvrier à une probabilité de 26% d'être cadre (36-10) contre 6% (10-4) s'il s'agit d'une fille. La pénalité « relative » demeure donc défavorable aux filles ( $4/10 > 10/36$ ).

Ces effets traduisent l'impact direct de la profession des parents sur la probabilité de devenir cadre à niveau d'études identiques. Ils ne sont évidemment pas la seule cause des constats descriptifs (tableau 1). Par exemple, près d'un tiers des fils de cadre sont cadres (32,8%) contre moins de 5% des fils de père ouvrier (4,1%). Cet écart dépasse largement l'effet direct de la profession des parents à niveau d'études équivalent qui est au maximum de 10% pour les garçons pour les deux niveaux d'études retenus ici. La principale cause resterait donc l'effet indirect de la profession des parents sur la probabilité de devenir cadre via le niveau d'études. Cet effet indirect sur le niveau d'études exprimé en années est reporté dans le tableau 4. Par exemple, en moyenne, un père et une mère ouvriers conduisent à un nombre d'années d'études inférieur de 2,4 années pour les garçons et 2,3 pour les filles à celui d'un fils ou d'une fille de père et mère cadre.

Pour le nombre d'année d'études correspondant à Bac+5 soit 18 années (âge de fin d'études moins 6 ans), la pénalité est d'un peu plus de 10% ( $2,4/18 \times 100 = 13\%$ ). L'effet de la profession des parents sur le niveau d'études et la probabilité de devenir cadre sont donc comparables.

Peut-on en déduire que les effets indirects de l'origine sociale sont comparables aux effets directs sur la probabilité de devenir cadre ? Certainement pas, car une baisse de 10% du niveau d'études a un impact négatif sur la probabilité de devenir cadre de beaucoup plus de 10%.

Par exemple, l'influence de l'origine sociale « père et mère employés » sur le niveau d'études conduit à une diminution de près de deux années d'études. La probabilité de devenir cadre pour un fils de « père et mère employés » par rapport à la situation de référence fils de « père et mère cadre » à Bac+5 doit donc être recalculée pour un niveau d'études correspondant environ à Bac+3<sup>18</sup>. Si l'on prend en compte cette situation, la probabilité de devenir cadre baisse de 50% (tableau 4 : 86-36). En d'autres termes, en moyenne, lorsqu'un jeune fils de cadre accède au niveau Bac+5, un jeune fils d'employés atteint le niveau Bac+3. Cet écart diminue sa probabilité de devenir cadre de 50% compte tenu de l'impact de l'origine sociale sur le niveau d'études.

Il ne s'agit ici que de l'effet indirect. En effet, comme cela a été constaté plus haut, à niveau d'études équivalent la profession des parents joue un rôle direct sur l'accès à l'emploi cadre. Comme le fils d'employés se situe au niveau Bac+3, il subit à nouveau une pénalité liée à son

---

<sup>18</sup> En réalité il correspond à 16,1 années d'études (18 années d'études moins 1,9 années) soit un peu plus de bac+3 qui correspond à 16. La probabilité de référence correspondant à 16,1 années d'études est de 40% (tableau 4 :  $46 = 86 - 40$ ), logiquement un peu supérieure à celle de Bac+3 (36%). L'approximation à Bac+3 simplifie la présentation et procède également d'un certain réalisme car le recrutement s'effectue en regard de cycles d'études complets.

origine sociale de 8% (tableau 4 situation de référence Bac+3). Par rapport à un jeune fils de cadre ayant atteint le niveau bac+5, les fils d'employés ont donc, en moyenne, une probabilité d'accéder à un emploi cadre inférieure de 58%, soit plus de trois fois moins de chances d'accéder à l'emploi cadre (28% de chances contre 86%). On se rapproche ici des éléments descriptifs. Pour toute la population le rapport entre les proportions de cadre parmi les fils de père ou de mère cadre se situe entre un peu plus de 4 et 3 (tableau 1, mère cadre/mère employé = 33,4/10,9 ; père cadre/père employé = 32,8/8,2)<sup>19</sup>.

## Conclusion

Depuis une décennie et à moyen terme (2010, 2015), la proportion de cadres n'augmente pas considérablement. A contrario, dans le même temps, le nombre de formés dans l'enseignement supérieur a cru et augmentera encore considérablement. Les départs à la retraite des « baby boomer » ne devraient pas non plus avoir un effet de « rattrapage » considérable pour les futures générations de jeunes diplômés (Germe, Pottier, Monchatre, 2003). Pour accéder à l'emploi cadre, le seul critère du diplôme ou du niveau de formation ne suffira donc plus pour de nombreuses formations et spécialités. On peut invoquer d'autres critères qui se place dans le cadre de l'émergence d'une logique dite « compétence » ou le recrutement ne s'effectue plus seulement en fonction des « savoirs faire » mais également des « savoir être » et des « savoir apprendre », ces deux derniers éléments relevant plus de l'individu que de catégories collectives telles que le diplôme ou le niveau de formation. Toutefois, une telle logique peine à se mettre en place, notamment compte tenu de problèmes d'évaluation des compétences individuelles. Si la logique compétence peut être amenée à se développer pour la gestion des carrières son rôle devrait donc rester limité pour le recrutement (Lattes, Lemistre et Roussel, 2006).

Pour des jeunes de niveau d'études identiques, les employeurs pourraient alors pallier le déficit informationnel en recrutant des jeunes cadres dont les aptitudes individuelles leurs sont « recommandées » par leurs réseaux familiaux. S'ajoute à cela l'hypothèse récemment invoqués par Carneiro et Heckman (2002) selon laquelle les parents les mieux formés seraient les plus à même de transmettre à leurs enfants des éléments cognitifs et non cognitifs qui leur offrent les meilleures chances de réussite non seulement dans le système éducatif, mais aussi au-delà. Cette hypothèse rejoint celle souvent invoquée par la sociologie. L'origine sociale pourrait donc avoir un rôle au-delà du système éducatif

L'analyse de l'accès à l'emploi cadre des jeunes de la génération sortie du système éducatif en 1998 confirme largement une telle assertion. L'origine sociale joue un rôle non négligeable dans l'accès à l'emploi cadre à niveau d'études identique et ceci indépendamment de l'effet de l'origine sociale sur ce même niveau d'études et de la spécialité de formation. Par exemple, « Toutes choses égales par ailleurs », à Bac+5 un fils de parents cadres a une probabilité d'accès à l'emploi cadre de spécialité « commerce vente » inférieure de 10% à celle d'un fils d'ouvriers.

Le niveau de formation reste toutefois le déterminant principal de l'accès à l'emploi cadre. Au niveau bac+3 et pour cette même spécialité la probabilité de devenir cadre est de 50% inférieur à bac + 5. Or, ici aussi l'origine sociale joue un rôle déterminant. En moyenne, lorsqu'un fils de cadres de la génération 98 atteint le niveau bac+5, un jeunes fils d'ouvriers accède à Bac+3. En d'autres termes, l'effet « indirect », via le niveau d'études, de l'origine

---

<sup>19</sup> Ce rapprochement ne vaut évidemment que pour la situation de référence retenue, plus particulièrement la spécialité « commerce-vente ». Les autres spécialités se distinguent, en effet de la situation moyenne.



sociale sur la probabilité de devenir cadre demeure plus important que l'effet direct, c'est-à-dire à niveau d'études identique

L'effet de l'origine sociale sur l'accès à l'emploi cadre pour un niveau d'études donné ne prolonge manifestement pas son rôle dans le système éducatif. La principale distinction mise en évidence dans cet article concerne le genre. Le constat effectué ici est conforme à celui d'autres études : l'effet de l'origine sociale sur le niveau d'études est relativement proche pour les filles et les garçons d'une part et le niveau d'études des filles est plus élevé en moyenne que celui des garçons, d'autre part. Pour autant, au premier emploi la proportion de garçons cadres est supérieure d'un quart à celle des filles. La spécialité de formation joue évidemment un rôle déterminant et les spécialités sont fortement « sexuées ». Toutefois, on sait que moins de 50% des jeunes travaillent dans leur spécialité de formation (Giret, Lopez, Rose, 2005). Les différences de taux d'accès à l'emploi cadre sont effectivement en partie indépendantes de la spécialité. L'impact de l'origine sociale selon le genre fournit une première explication des différences par genre. L'origine sociale s'avère tout d'abord nettement plus pénalisante pour les filles que pour les garçons. Ensuite, la profession du père apparaît surtout déterminante et favorable aux garçons, la profession de la mère agissant surtout sur la destinée des filles. Les emplois étant fortement sexués, tant pour les parents que pour les enfants, nous avons émis l'hypothèse que cette proximité pouvait expliquer les rôles respectifs différenciés du père et de la mère. Cette hypothèse doit néanmoins être validée par des études disposant d'éléments précis sur le rôle des réseaux familiaux.

En tout état de causes, les mères étant en moyenne moins qualifiées que les pères, les rôles respectifs des parents sur l'insertion des jeunes selon le genre ne peuvent que participer à la reproduction des différences d'insertion selon le genre. Toutefois, la proportion de mère cadre croît au sein de la population active, ce qui participera à l'avenir au rééquilibrage entre hommes et femmes si les évolutions restent similaires.

## Bibliographie

- AMAR M., LERENARD A., TOPIOL-BENSAID A., VINEY X., [1999], « Quinze ans de métiers, l'évolution des emplois de 1983 à 1998 », Premières Synthèses N° 05, MES-DARES.
- BEDUWE C., ESPINASSE J.M.[1995], "France : Politique éducative, amélioration des compétences et absorption des diplômés par l'économie", *Sociologie du Travail*, 4, pp.527-556.
- BEDUWE C., GERME J.F.[2004], « Les logiques de l'élévation des niveaux de formation : de la hausse à la stabilisation », *Formation-Emploi*, 85, pp.7-22.
- BEDUWE C. ET J-F. GIRET, [2004],. « Le travail en cours d'études a-t-il une valeur professionnelle ? », *Économie et Statistique*, n° 378-379, pp.55-84.
- BIT, 2003, « L'heure de l'égalité au travail », Rapport OIT I(B), conférence internationale du travail, 91<sup>e</sup> session.
- BOUDON P. [1973, « *L'inégalité des chances* », La mobilité sociale dans les sociétés industrielles », ed.Colin.
- BOURDIEU P. ET PASSERON J.-C [1970], « La reproduction. Eléments pour une théorie du système d'enseignement », Paris, Editions de Minuit.
- BOUMAHDIR ET PLASSARD.J.M [2005], « Définition et mesure de la discrimination sur le marché du travail », *working paper, note LIRHE*, n°409.
- CAMERON S. AND C. TABER, [2004]. "Estimation of Educational Borrowing Constraints Using Returns to Schooling", *Journal of Political Economy* 112, 132-182.
- CAMERON S. AND C. TABER, [2000]. "Borrowing Constraints and the Returns to Schooling", *NBER Working Papers.*, n°7761.
- CARD, D., [1995], "Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling", *Aspects of labour market behaviour: essays in honour of John Vanderkamp, University of Toronto Press, Toronto*, pp.201-222.
- CARNEIRO P. AND J.-J HECKMAN, 2002. "The Evidence on Credit Constraints in Post-secondary Schooling", *Economic Journal*, n° 112, pp. 705-734.
- CHARDON O., ESTRADE M.-A. ET TOUTLEMONDE F., [2005], « Les métiers en 2015 », Premières Synthèses, ed.Ministère de l'emploi de la cohésion sociale et du logement, n°50.1.
- COUPPIE T. ET EPIPHANE D. [2005], « Mesurer et décomposer la ségrégation professionnelle entre hommes et femmes : un travail de composition démesuré ? », à paraître in *Formation Emploi*, dossier genre.
- DAUTY F., LEMISTRE P. ET VINCENS J., 2005, « Sens portée et devenir des nomenclatures de formations », document CPC.
- FREYSSINET J., [2004], « *Le chômage* », Paris, La Découverte, collection repère.
- GADEA C., [2003], « Les cadres en France. Une énigme sociologique », ed. Belin, 285 p.
- GIRET J-F. ET LEMISTRE [2004], « Le déclassement à l'embauche des jeunes. Vers un changement de la valeur des diplômes ? », in *Special Issue: "Economics of Education and Human Resources"*, *Brussels Economic Review*, vol.43, pp.483-503.
- GIRET J-F., LOPEZ A. ET ROSE J. (2005). « *Des formations pour quels emplois* », La Découverte, collection recherche, 384 p.
- GOUX ET MORIN [1997], « Destinées sociales : le rôle de l'école et milieu d'origine », *Economie et statistiques*, n°306, pp.13-26.
- GRILICHES Z. [1979], « Sibling Models and Data in Economics : Beginnings of a survey », *Journal of Political Economy*, vol.87, n°5, pp.37-64.

- JOBERT A., TALLARD M. (1993), « Le rôle du diplôme dans la construction des grilles de classification professionnelle », in Les conventions collectives de branche : déclin ou renouveau », sd. A. Jobert, J.D. Reynaud, J. Saglio, M. Tallard, Céreq, pp.293-308
- LAGARENNE C. ET MARCHAL E. [1995], « Recrutements et recherche d'emploi », *La lettre du CEE*, n° 38. Repris dans *Problèmes économiques*, n° 2.458, 7 février, La Documentation française.
- LATTES J.-M., LEMISTRE P. ET ROUSSEL P., [2006], « *Individualisation des salaires et rémunération des compétences* », ed. Economica, collection recherche, à paraître.
- LE MINEZ, S. ET ROUX S., [2002], « Les différences de carrières salariales à partir du premier emploi », *Économie et Statistique*, n° 351, p. 31-64.
- LEMISTRE P. [2006], « Egalité des chances versus égalité des résultats scolaires », une étude sur l'influence du genre », à paraître in *Formation Emploi*, dossier genre.
- LEMISTRE P. ET MOREAU N., [2005], "Spatial mobility and returns of education : some evidence from a sample of French youth", *working paper, note LIRHE 414*.
- LEMISTRE P. [2004], « Déterminants des rendements de l'éducation et de leur évolution en France », *working paper, note LIRHE 386*, présenté aux Journées de Microéconomie Appliquée Lille.
- LEMISTRE P. [2003], « Dévalorisation des diplômes et accès au premier emploi », *Revue d'Economie Politique*, janvier-février, vol.1, pp.37-58.
- LIZE L., [2000], « Stratégie des entreprises qui recrutent par l'ANPE », in *Efficacité versus équité en économie sociale*, L'Harmattan.
- MALLET L., [1993], « L'évolution des politiques de promotion interne des cadres », *Revue Française de Gestion*, n°94, pp.38-48.
- MARGOLIS D. ET SIMONNET V. [2004], "Filières éducatives, réseaux et réussite professionnelle", *Economie et prévision*, vol.3-4, n°408.
- THELOT C. ET VALLET L.-A. [2000], « La réduction des inégalités sociales devant l'école depuis le début du siècle », *Economie et Statistique*, n° 334, pp.3-32.
- TODARO M., [1969]. A Model of Labour Migration and Urban Unemployment in LCDs *American Economic Review*, n° 59, pp.138-148.
- TOPIOL , [2001], « Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelle », document d'études Dares, n°47, juin.
- VALLET L.-A. [1999], « Quarante années de mobilité sociale en France. L'évolution de la fluidité sociale à la lumière de modèles récents », *Revue Française de Sociologie*, vol 40, n°1, pp.5-64.
- WOLPIN K., [1987], Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work *Econometrica* 55, 801-881.
- WOOLDRIDGE, J.M. [2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, MA.

Annexe - probabilité d'être cadre au premier emploi probit (sans endogénéité)

population	Total						Garçons		Filles	
	brut		niveau		diplôme		niveau		niveau	
constante	0,461	1,8	-8,895	-26,9	-7,528	-23,3	-8,678	-19,1	-10,718	-13,3
fille	-0,154	-7,6	-0,323	-14,5	-0,338	-15,3				
années de formation	0,229	65,9	0,647	79,6	0,572	75,5	0,646	61,2	0,654	49,5
âge en 6ème	-0,491	-23,2	-0,154	-6,2	-0,154	-6,2	-0,165	-4,7	-0,147	-4,1
habite en milieu rural fin d'études	-0,291	-8,3	-0,140	-3,5	-0,169	-4,3	-0,103	-1,8	-0,171	-3,0
stage pendant les études	0,248	11,8	-0,010	-0,4	-0,033	-1,4	0,001	0,0	-0,029	-0,9
emploi régulier pendant les études	-0,266	-9,2	-0,062	-2,1	-0,062	-2,1	-0,075	-1,7	-0,055	-1,4
CS parents										
père										
agriculteur	-0,333	-5,5	-0,363	-5,2	-0,370	-5,4	-0,407	-3,9	-0,303	-3,2
artisan. Com., chef d'ent.	-0,297	-9,0	-0,171	-4,7	-0,169	-4,7	-0,182	-3,4	-0,163	-3,1
cadre	ref.		ref.		ref.		ref.		ref.	
profession intermédiaire	-0,284	-8,6	-0,202	-5,4	-0,219	-6,0	-0,280	-5,4	-0,120	-2,3
employé	-0,417	-15,6	-0,262	-8,7	-0,270	-9,1	-0,286	-6,8	-0,240	-5,5
ouvrier	-0,511	-15,4	-0,282	-7,4	-0,286	-7,6	-0,344	-6,3	-0,217	-4,1
NSP, jamais travaillé	-0,421	-12,1	-0,140	-3,6	-0,127	-3,3	-0,224	-4,0	-0,052	-1,0
mère										
agriculteur	-0,184	-2,4	-0,022	-0,3	-0,033	-0,4	0,030	0,2	-0,090	-0,7
artisan. Com., chef d'ent.	-0,270	-5,5	-0,110	-2,1	-0,105	-2,0	-0,045	-0,6	-0,163	-2,2
cadre	ref.		ref.		ref.		ref.		ref.	
profession intermédiaire	-0,216	-5,1	-0,164	-3,5	-0,170	-3,6	-0,092	-1,3	-0,238	-3,6
employé	-0,302	-11,8	-0,219	-7,7	-0,223	-7,9	-0,163	-4,0	-0,276	-7,0
ouvrier	-0,467	-9,4	-0,298	-5,3	-0,300	-5,4	-0,238	-3,0	-0,356	-4,4
NSP, jamais travaillé	-0,297	-9,5	-0,135	-3,9	-0,126	-3,7	-0,071	-1,4	-0,205	-4,2
pseudo R <sup>2</sup>	0,39		0,52		0,50		0,57		0,46	
nb. observations	55345						28300		27045	