



**L A M E T A**

**Laboratoire Montpellierain  
d'Economie Théorique et Appliquée**

U M R  
Unité Mixte de Recherche

# DOCUMENT de RECHERCHE

« Capacité d'utilisation du capital humain et  
croissance de la productivité française  
de 1980 à 2002 »

Jean-Pascal GUIRONNET

DR n°2006-05

Faculté de Sciences Economiques - Espace Richter  
Avenue de la Mer - Site de Richter C.S. 79606  
3 4 9 6 0 M O N T P E L L I E R C E D E X 2  
Tél: 33(0)467158495 Fax: 33(0)467158467  
E-mail: [lameta@lameta.univ-montp1.fr](mailto:lameta@lameta.univ-montp1.fr)

## **Capacité d'utilisation du capital humain et croissance de la productivité française de 1980 à 2002**

JEAN-PASCAL GUIRONNET \*

Mise à jour le 31 mai 2007

*Face à un développement massif du phénomène de suréducation sur ces deux dernières décennies, cet article présente un modèle de fonction de production qui capture les relations entre la croissance et les désajustements offre/demande de qualifications. A partir de deux décennies de production française, notre analyse montre que ce phénomène réduit considérablement la productivité des travailleurs, en particulier pour les diplômés du supérieur. Le reclassement de ces derniers produirait, par ailleurs, un impact significatif sur la croissance du revenu national. Pourtant, malgré des situations d'inadéquade correspondance entre formation et emploi plus fréquentes, les qualifications universitaires restent toujours socialement bénéfiques en terme productif.*

Mots clés : Suréducation ; fonction de production ; rendement de l'éducation.

JEL-classification : O4, J24.

---

L'auteur remercie le Lamas/Centre Quetelet qui lui a permis d'obtenir les enquêtes de l'INSEE. Je remercie également Claude Diebolt et Thierry Blayac pour leurs remarques et commentaires. Les erreurs ou insuffisances restent évidemment de l'entière responsabilité de l'auteur.

\* LAMETA, Université de Montpellier 1.

Adresse : LAMETA-CNRS, UMR 5474, Faculté des sciences économiques, Espace Richter, Avenue de la Mer, CS 79606, 34960 Montpellier cedex 02, E-mail : [jp.guironnet@lameta.univ-montpl.fr](mailto:jp.guironnet@lameta.univ-montpl.fr)

En France, la croissance des effectifs scolaires s'est effectuée à un rythme sans précédent depuis ces quatre dernières décennies. En s'inspirant principalement de la littérature anglo-saxonne, les travaux français (Forgeot et Gautié, 1997 ; Guironnet, 2006a) montrent un développement massif du déclassement à l'embauche, c'est-à-dire que les compétences requises pour l'emploi occupé sont inférieures à celles certifiées par le système éducatif. De ce fait, la littérature sur la suréducation<sup>1</sup> (« *overeducation* ») développe l'idée d'un désajustement entre offre et demande de diplômés (Freeman, 1971 et 1976). Cependant, ces travaux appréhendent principalement le déclassement dans sa dimension individuelle, la dimension macroéconomique étant plus délicate à appréhender. Afin d'approfondir cette perspective, l'objectif de cet article est d'analyser l'impact des situations d'inadéquade correspondance « formation-emploi » sur la croissance du PIB français.

Au plan agrégé, le stock initial de capital humain est un important déterminant de la croissance économique. Pourtant les travaux macroéconomiques, s'appuyant sur les variations du stock de capital humain, mettent en relief un effet modeste de l'éducation sur la croissance<sup>2</sup> (Barro et Sala-i-Martin, 1995 ; Benhabib et Spiegel, 1994). De nos jours, le principal objectif des recherches analysant la relation « éducation-croissance » consiste à intégrer ces deux dimensions, le stock et la variation du stock de capital humain. Autrement dit, ces travaux supposent l'endogénéité du capital humain dans le processus de croissance. Néanmoins, il n'est pas évident que ce type d'hypothèse conduise à de meilleurs résultats : en supposant un progrès technique exogène et des rendements décroissants du capital, Mankiw, *et al.* (1991) parviennent à mieux expliquer les variations internationales de l'*output* par personne que les modèles de croissance endogène. Ce résultat amène à raisonner en terme de stocks sans approfondir la théorie de la croissance endogène.

En reprenant l'approche de Jenkins (1995), nous supposons que le stock de connaissance correspond plus à des compétences générales, mesurées à partir de l'offre du système éducatif, qu'aux efforts en recherche et développement (Romer, 1990). Dans cette perspective, nous décomposons le facteur capital humain suivant les correspondances « formation-emploi » des employés. Autrement dit, nous considérons les individus en

---

<sup>1</sup> Pour une revue de la littérature sur le phénomène de suréducation, le lecteur intéressé peut consulter McGuinness (2006).

<sup>2</sup> Les importants investissements en éducation ont produits en retour des bénéfices plutôt faibles sur la croissance du revenu national (Pritchett, 1999).

situation de déclassement et de surclassement<sup>3</sup>. Dans ce cadre, nous proposons un modèle de fonction de production qui capture les relations entre les différents statuts de travailleurs (constituant le stock de capital humain) et la croissance.

Par conséquent, notre objectif est d'analyser les problèmes d'appariement (« *mismatch* ») entre les employés et l'employeur sur un plan agrégé. Ainsi, l'impact des déséquilibres entre offre et demande de qualifications sur la productivité française est abordé. A cette fin, nous analysons premièrement l'évolution française du déclassement et du surclassement, pendant deux décennies. Deuxièmement, nous présentons un modèle empirique explicitant les différentes formes de capital humain et nous terminons en présentant les résultats de nos estimations par la méthode des moindres carrés non-linéaires.

## **Evolution temporelle du déclassement et surclassement**

Contrairement aux précédentes études, l'intérêt de notre approche est de tenir compte des besoins du marché du travail et du degré d'utilisation des compétences des employés. Ce qui à notre connaissance n'a jamais été fait dans les travaux empiriques sur la croissance. Afin de quantifier ces phénomènes, il est nécessaire de construire deux séries temporelles : l'une pour prendre en compte la part des individus déclassés dans la population active en emploi, l'autre pour la part des individus surclassés. De manière à obtenir des données homogènes, nous choisissons une mesure de déclassement salarial (*cf.* encadré 1 en annexes), initialement développée par Nauze-Fichet et Tomasini (2002). Suivant cette méthodologie, nous obtenons les séries du déclassement et surclassement salarial pour la période 1982-2002. Afin de donner plus de fiabilité aux estimations de notre partie empirique, nous avons extrapolé l'évolution du déclassement et du surclassement jusqu'en 1980<sup>4</sup> (*cf.* indicateurs de déclassement et surclassement en annexes). Au-delà de cette année, l'ampleur du déclassement pour les sortants du supérieur devient trop faible et son estimation peu fiable. Globalement, ces indicateurs des problèmes d'appariement entre formation et emploi ne peuvent être considérés comme de « vrais » taux de déclassement. Ces derniers reflètent

---

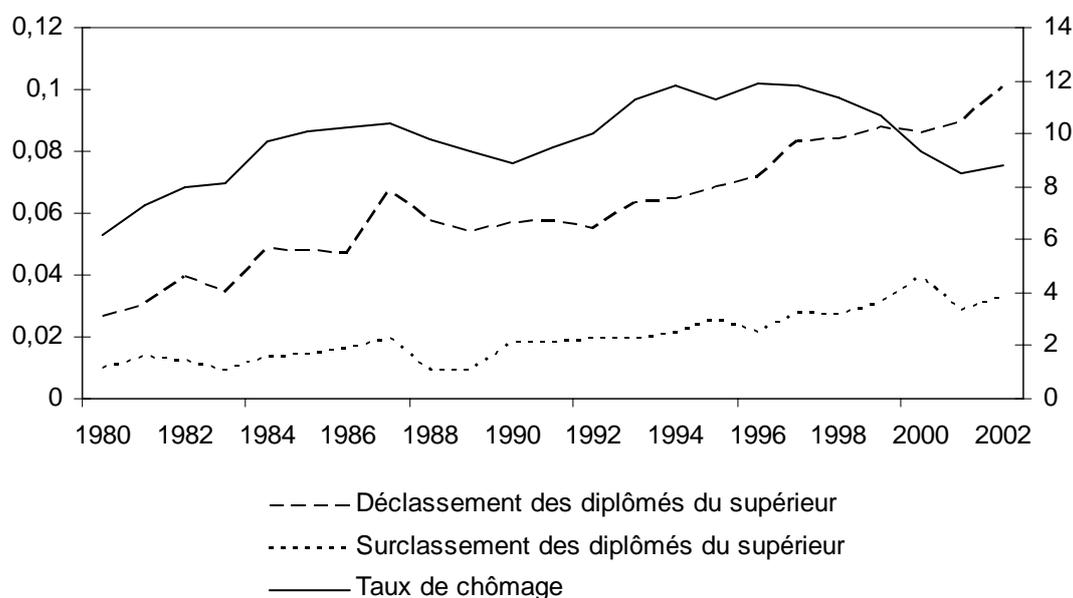
<sup>3</sup> De manière symétrique, les compétences requises pour l'emploi occupé sont supérieures à celles certifiées par le système éducatif.

<sup>4</sup> Ces estimations rétrospectives sont obtenues à partir d'une régression par les moindres carrés ordinaires. Les variables explicatives sont : le taux de croissance de la population en emploi, le taux de chômage et les effectifs scolarisés suivant l'ordre d'enseignement. Les deux premières variables sont des indicateurs de demande, avec une corrélation positive entre ces deux grandeurs et le phénomène de suréducation (Groot et Maassen van den Brink, 2000), alors que les deux dernières représentent les effets d'offre du système éducatif.

simplement l'évolution des tensions entre offre et demande de diplômés sur le marché du travail. Suivant ces indicateurs, nous optons pour analyser plus particulièrement le déclassement et le surclassement des diplômés de l'enseignement supérieur.

Globalement, l'écart grandissant entre les deux courbes témoigne d'un relâchement croissant des liens entre diplôme et rémunération (*cf.* figure 1). De nos jours, la part des déclassés du supérieur, comparée à l'ensemble de la population active en emploi, atteint environ 10% en 2002 contre 2.6% en 1980. Malgré cette augmentation, il n'était déjà pas certain qu'en 1980 les sortants de l'enseignement supérieur accède rapidement à un emploi de cadre (Couppié *et al.* 2005). Parallèlement, la croissance de la population surclassée du supérieur passe de 0.9% en 1980 à 3.3% en 2002.

**Figure 1 : évolution du surclassement, déclassement et taux de chômage (1982-2002)**



*Source : enquêtes Emploi 1982-2002, Insee.  
Champ : population active en emploi regroupée par classes d'âges.*

En comparaison aux conjonctures économiques, le phénomène de suréducation présente des évolutions de même nature que celles du taux de chômage. En imposant des effets d'accordéon, la conjoncture tend à résorber le déclassement lorsqu'elle s'améliore (Forgeot et Gautié, 1997). Le développement des dispositifs publics d'aide à l'insertion, conjugué à la forte reprise économique de 1987 à 1990, s'est bien traduit par des mouvements de mobilité ascendante plus importants pour de nouveau se détériorer, avec le retournement de conjoncture en 1992 (Verdier, 1997).

Toutefois, les changements conjoncturels ne sont pas les seuls facteurs explicatifs : ils n'enrayent pas le glissement tendanciel vers le bas des niveaux d'embauches du taux de déclassement des individus (Fondeur, 1999). Au-delà des fluctuations annuelles, l'évolution de la suréducation proviendrait ainsi d'un phénomène plus structurel que conjoncturel (*cf.* par exemple, Guironnet, 2006b) : il serait le résultat d'un désajustement croissant entre offre et demande de diplômés. Dans ces conditions, notre objectif est d'étudier l'impact de la croissance structurelle du phénomène de suréducation sur la productivité française.

## Le modèle

La décomposition de l'*output* par travailleur en *inputs* et productivité s'inspire de la méthode proposée par Jenkins (1995). Nos estimations reposent donc sur une fonction Cobb-Douglas :

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta \quad (1)$$

avec  $Y$  le flux d'output,  $K$  le stock de capital physique,  $A$  un indicateur de technologie et  $H$  le stock de capital humain efficace.  $H$  permet d'indiquer de quelle manière les différents statuts de l'employé affectent la force de travail. Notons  $H_t = I_t L_t$  où  $I$  représente un index, capturant l'effet du degré d'utilisation des compétences des employés et  $L$  la force du travail du pays<sup>5</sup>.

En supposant  $L$  hétérogène, nous distinguons parmi la population avec une formation correspondant à l'emploi (noté  $r$ ), les individus déclassés et surclassés (notés respectivement  $o$  et  $u$ ). Ces deux entités sont par ailleurs chacune subdivisées en deux groupes : les diplômés du supérieur (groupe  $I$ ) et les employés avec un niveau d'étude inférieur (groupe  $II$ ). Suivant la méthodologie de Jenkins (1995), nous supposons l'ensemble de ces inputs substituables<sup>6</sup> suivant une fonction à élasticité de substitution constante, CES<sup>7</sup> (« *Constant Elasticity of Substitution* »). La force de travail augmentée,  $H$ , se réécrit alors :

---

<sup>5</sup> Ce type de fonction de production est similaire aux approches de Lucas (1988) et Rebelo (1991).

<sup>6</sup> Supposer la parfaite substitution entre les différentes formes de capital humain, est évidemment une simplification de la réalité. Cependant, supposer qu'à partir d'un certain seuil de niveau de capital humain l'hypothèse de substitution n'est plus vérifiable, comporte une part d'arbitraire tout aussi critiquable (Temple, 2001).

<sup>7</sup> Introduite par Arrow *et al.* (1961).

$$H_t = [\gamma_{lo} L_{lot}^{-\rho} + \gamma_{llo} L_{llot}^{-\rho} + \gamma_r L_{rt}^{-\rho} + \gamma_{lu} L_{lut}^{-\rho} + \gamma_{llu} L_{llut}^{-\rho}]^{-1/\rho} \quad (2)$$

Supposer la parfaite substitution de ces cinq *inputs*, c'est-à-dire que les travailleurs surclassés peuvent remplacer les travailleurs les plus qualifiés pour produire le même *output* en proportion de leur productivité respective  $\gamma$  (Arrow, 1973), revient à poser  $\rho = -1$ . Cette hypothèse de substituabilité est restrictive mais semble se vérifier sur le marché du travail français : sur une période d'étude similaire, le travail non qualifié serait fortement substituable au travail qualifié (Mihoubi, 1997 ; Laffargue et Saint-Martin, 1999). Dans ces conditions, seuls les paramètres de productivité suivant le statut du travailleur reste à identifier. Afin de retenir les individus avec une adéquate formation pour l'emploi comme population de référence, nous posons  $\gamma_r = 1$ . Par conséquent, la productivité marginale des déclassés (resp. surclassés) est de  $\gamma_o$  (resp.  $\gamma_u$ ) fois celle des travailleurs avec une formation correspondant à leur emploi. Cette restriction revient à supposer que les individus, ayant une formation qui correspond à l'emploi, ont la même productivité marginale quel que soit leur diplôme.

A l'évidence cette hypothèse est contestable mais notre démarche peut se justifier pour deux raisons. Premièrement, il est d'usage en économétrie de choisir comme référence, la population détenant le plus d'observations. Or, un découpage de cette variable par diplôme aboutit à des estimateurs peu significatifs et donc peu fiables. Deuxièmement, si nous distinguons parmi cette population les diplômés du supérieur des autres, l'interprétation de nos résultats devient plus hasardeuse. En effet, quel que soit la population de référence choisie (par exemple les diplômés du supérieur avec une adéquate correspondance entre formation et emploi), l'estimation des paramètres de productivité incorpore alors deux effets : les problèmes d'appariement et l'impact des diplômes. Dès lors, il aurait été impossible de distinguer dans nos estimations la part due aux diplômes et celle due à une mauvaise correspondance entre formation et emploi. Dans ces conditions, nous avons choisi de ne pas distinguer les diplômes dans notre population de référence, afin de pouvoir uniquement comparer les effets des situations de mauvaises correspondances entre formation et emploi par rapport à une productivité moyenne de la population.

Nous pouvons écrire  $I_t^\beta = q_{lo}^{\beta_1} q_{llo}^{\beta_2} q_{rt}^{\beta_3} q_{lut}^{\beta_4} q_{llu}^{\beta_5}$  avec  $q$  la proportion d'individus avec l'appariement concerné. En supposant un taux de croissance de progrès technique exogène (neutre au sens de Hicks) tel que  $A_t = A_0 e^{bt + c \ln(u_t)}$  avec  $A_0$  la valeur initiale (1980) du facteur

d'échelle  $A_t$ . La constante  $A_t$  se décompose ainsi en une tendance,  $t$ , et une composante cyclique,  $u_t$ . Cette dernière mesure la capacité d'utilisation du capital physique alors que la tendance permet de modéliser les mouvements de productivité et de minimiser les erreurs de mesure du stock de capital. Comme le souligne Perron (1989), il est plus avantageux, en terme d'interprétation, d'adopter une tendance stationnaire avec une rupture que de travailler sur des séries filtrées<sup>8</sup>. La fonction de production devient alors :

$$Y_t = A_0 K_t^\alpha [L_t (\gamma_{lo} q_{lot} + \gamma_{llo} q_{llot} + q_{rt} + \gamma_{lu} q_{lut} + \gamma_{llu} q_{llut})]^\beta e^{bt+c \ln(u_t)} \quad (3)$$

En prenant le logarithme de (3) et en permettant aux exposants sur  $L$  et  $I$  de varier, nous obtenons la spécification non-linéaire (4) :

$$\ln Y_t = a + b \times t + c \ln(u_t) + \alpha \ln K_t + \beta \ln L_t + \delta \ln[\gamma_{lo} q_{lot} + \gamma_{llo} q_{llot} + q_{rt} + \gamma_{lu} q_{lut} + \gamma_{llu} q_{llut}]$$

Face à l'enthousiasme pour « l'approche de Solow (1957) », nous choisissons d'approfondir cette perspective en mesurant la productivité<sup>9</sup> au travers des résidus. Ainsi, notre seconde équation estimée est dérivée de l'égalité (4). En imposant des valeurs particulières pour  $\beta$ , nous construisons une mesure de la productivité totale ( $PT$ ) :

$$\begin{aligned} PT_t &= \ln Y_t - \alpha \ln K_t - \beta \ln L_t \\ &= \ln A_t + \beta \ln[\gamma_{lo} q_{lot} + \gamma_{llo} q_{llot} + q_{rt} + \gamma_{lu} q_{lut} + \gamma_{llu} q_{llut}] \end{aligned} \quad (5)$$

Les estimations des différentes équations, ci-dessus, sont présentées dans la section suivante avec une discussion sur les valeurs appropriées du paramètre  $\beta$ .

## Résultats

Le tableau 1 présente nos estimations par la méthode des moindres carrés non-linéaires, suivant l'algorithme Gauss-Newton (*cf.* annexes). Des détails sur les données utilisées sont

---

<sup>8</sup> Suivant le test de Dickey et Fuller augmenté (Dickey et Fuller, 1981 ; Saïd et Dickey, 1984), toutes nos séries sont stationnaires.

<sup>9</sup> Cette étude analyse, uniquement, les relations entre les mauvais appariements « formation-emploi » et la productivité, sans prendre en compte les problèmes de chômage.

disponibles en annexes. Afin de tester nos contraintes sur les paramètres, nous choisissons le test du multiplicateur de Lagrange (« *LM test* »), mieux adapté aux échantillons de petite taille que le test de Wald. La statistique *LM* se compare à un  $\chi^2$  à  $r$  degrés de liberté,  $r$  étant le nombre de contraintes.

### **Choix des paramètres**

La première colonne présente les estimations de l'équation (4). Suivant ces résultats, les rendements du capital et de la force de travail contribuent majoritairement à l'explication du PIB. Cependant, les coefficients  $\alpha$  et  $\beta$  sont probablement surestimés en comparaison aux traditionnels travaux sur la croissance. L'index  $I$  présente un effet positif mais non significatif sur le marché du travail, les indicateurs de productivités ( $\gamma$ ) restent très instables et inexploitable. Cette imprécision n'est pas surprenante si on considère le peu d'observations à notre disposition et le caractère non-linéaire de notre approche. Ce constat nous amène à imposer que le rendement de la force de travail soit identique à celui de l'index, autrement dit  $\gamma = \beta$ .

La seconde colonne présente les résultats de l'estimation de l'équation (1), le test du multiplicateur de Lagrange acceptant facilement la restriction sur l'index. Les rendements de  $K$  et  $L$  diminuent respectivement à 0.75 et 0.76, toutefois le rendement du capital reste toujours supérieur à nos prévisions. En ignorant l'éventualité d'une endogénéité du capital physique dans la croissance, nous pensons que le rendement du capital présente un biais surestimant son coefficient. Notre analyse reposant principalement sur la contribution des différentes formes de capital humain sur la croissance, nous choisissons de ne pas obtenir une estimation plus précise de ce rendement. Au niveau de la force de travail, le coefficient estimé converge à la fois vers celui traditionnellement retenu par les travaux antérieurs (0.7) et la part respective de ce facteur en France sur ces deux dernières décennies (Blanchard, 2005). En choisissant  $\beta = 0.7$  pour l'analyse de la productivité totale, nous analysons les variations des indices de productivités par rapport aux résultats de l'équation (1).

**Tableau 1. Fonction de production et de productivité (1980-2002)**

| Paramètre                     | Eq. (4)             | Eq. (1)<br>$\gamma = \beta$ | Eq. (5)<br>$\beta = 0.7$ |
|-------------------------------|---------------------|-----------------------------|--------------------------|
| $a$                           | -1.569**<br>(0.750) | -1.149<br>(0.987)           | -1.150***<br>(0.253)     |
| $tr_{88} / 100$               | 3.042***<br>(0.852) | 3.262***<br>(1.073)         | 3.262***<br>(0.404)      |
| $c$                           | 0.337***<br>(0.085) | 0.315***<br>(0.082)         | 0.315***<br>(0.062)      |
| $\alpha$                      | 0.779***<br>(0.059) | 0.750***<br>(0.088)         | -                        |
| $\beta$                       | 0.766***<br>(0.090) | 0.760***<br>(0.085)         | -                        |
| $\delta$                      | 0.017<br>(0.026)    | -                           | -                        |
| $\gamma_{Io}$                 | -3.211<br>(4.640)   | 0.743*<br>(0.399)           | 0.723**<br>(0.265)       |
| $\gamma_{Iu}$                 | 15.744<br>(25.178)  | 2.281***<br>(0.629)         | 2.383***<br>(0.557)      |
| $\gamma_{Ilo}$                | -2.019<br>(3.200)   | 0.774***<br>(0.178)         | 0.757***<br>(0.132)      |
| $\gamma_{Ilu}$                | 0.663<br>(3.185)    | 0.877***<br>(0.281)         | 0.867***<br>(0.253)      |
| <i>MSE</i>                    | 0.000043            | 0.00004                     | 0.000035                 |
| <i>AR(1) ; LM statistique</i> | 0.43                | 0.67                        | 0.01                     |

Les écarts types sont entre parenthèses.

(\*) Seuil de significativité à 10%, (\*\*) Seuil de significativité à 5%, (\*\*\*) Seuil de significativité à 1%.

*AR(1)* est le test d'autocorrélation des erreurs d'ordre 1, la statistique *LM* est comparée à un  $\chi^2(1)$ .

*MSE* est la moyenne des erreurs aux carrées de la régression.

Concernant les autres variables du modèle, les paramètres estimés sont plus conformes à nos attentes, avec notamment une influence de la capacité d'utilisation positive et significative. Au niveau de la composante tendancielle, de nombreuses combinaisons ont été testées. Au final, nous retenons une seule tendance débutant en 1988, son coefficient estimé indique une croissance de la productivité d'environ 3% par an<sup>10</sup>. Ce changement de mouvement productif s'explique par les tentatives de relances de l'investissement pour les entreprises après les deux chocs pétroliers de 1973 et 1979.

<sup>10</sup> D'après les données de l'OCDE sur la France, la croissance de la productivité est de 2.6% par an.

## Education et productivité

En imposant des valeurs sur les exposants de la fonction de production, l'approche en terme de productivité donne plus de précisions à l'index et ses éléments. Cette approche est particulièrement attractive puisque selon Hartog (2000), il serait plus informatif de connaître l'impact sur la productivité que sur les salaires. La troisième colonne du tableau 1 présente les estimations de l'équation de la productivité totale (5), le test LM confirmant l'hypothèse  $\beta = 0.7$ .

Sur ces deux dernières décennies, l'effet défavorable du déclassement semble supérieur à celui du surclassement : à qualification donnée, ses coefficients de productivité sont toujours supérieurs à ceux du surclassement. Ce type de résultat est conforme à ceux des approches micro-économétrique : les employés déclassés (resp. surclassés) sont les moins (resp. plus) productifs puisque sous-utilisés (resp. sur-utilisés). Ces individus n'étant pas choisis aléatoirement dans la population, ils sont probablement les moins aptes<sup>11</sup> (Dolton et Silles, 2003) et ces derniers travaillent probablement, pour la plupart, sur le marché du travail secondaire (Sloane *et al.* 1999). Dans la majorité des pays développés, la non prise en compte du phénomène de suréducation serait ainsi une surestimation de la contribution du capital humain sur la croissance. A partir de ce résultat et pour progresser dans notre analyse, la productivité marginale de chaque catégorie d'actifs est commentée avec plus de précisions, en accordant une attention particulière au phénomène de suréducation.

En réduisant le rendement du marché du travail, l'ensemble des indices de productivité diminue, excepté pour les surclassés universitaires. Avec seulement 22 observations à notre disposition, seule la productivité des surclassés du supérieur et des déclassés du groupe II se distingue de la productivité moyenne de la population de référence (productivité normée à 1). Contrairement aux déclassés avec un niveau universitaire, les individus surclassés du supérieur sont deux fois plus productifs : l'avantage supposé en terme de productivité des diplômés du supérieur n'est plus aussi certain si l'individu est en situation de déclassement. Pour les plus faibles niveaux de qualifications : les individus déclassés enregistrent une perte de productivité d'environ 25%. A contrario, cet effet semble moindre pour les surclassés du groupe II dont la productivité n'est pas significativement différente de 1. La suréducation est

---

<sup>11</sup> Par exemple pour des raisons de résultats scolaires plus chaotiques, de localisation, de manque de spécialisation (c'est-à-dire de compétences spécifiques), etc.

un phénomène qui réduit considérablement la productivité des travailleurs, quel que soit leur niveau de qualification. En particulier, les plus importantes pertes de productivité proviennent des individus déclassés du supérieur. Phénomène d'autant plus défavorable que les individus déclassés étant les moins aptes, ils sont selon la théorie du capital humain les plus onéreux à former (Van der Velden et Van Smoorenburg, 2000). En poursuivant notre démarche, nous cherchons à quantifier l'effet défavorable sur l'économie française de la sous-utilisation des travailleurs les plus qualifiés.

Le calcul de l'élasticité de l'output, suivant le changement de statut ( $S$ ) des employés, donne une indication des gains potentiels que produirait une meilleure allocation des compétences des travailleurs.

$$\varepsilon_{yi} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln S_i} = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln I} \frac{\partial I}{\partial \ln S_i} \frac{1}{I} = \frac{\beta \gamma_i}{I} \quad (6)$$

En supposant une adaptation du côté de l'offre de qualifications<sup>12</sup>, la croissance du PIB en pourcentage, pour une augmentation de 1% des travailleurs dont la formation correspond à l'emploi et symétriquement une diminution de 1% des individus déclassés du supérieur, se calcule de la manière suivante :

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln S_r} - \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln S_{lo}} = \frac{\beta(1 - \gamma_{lo})}{I} \quad (7)$$

Avec un indice moyen<sup>13</sup> de 0.924 et  $\beta$  fixé à 0.7, nous trouvons une croissance du PIB d'environ 0.21%. Cependant, deux effets contradictoires peuvent influencer cette estimation « à la hausse » ou « à la baisse » : premièrement, une adaptation de la demande de qualification produirait un gain potentiel supérieur à celui calculé puisque la productivité de la population de référence serait supérieure à 1 ; deuxièmement, si les individus déclassés sont les moins aptes alors ces derniers, une fois reclassés, diminueront la productivité moyenne de la population de référence. Dans ces conditions, nous préférons encadrer cette estimation par

---

<sup>12</sup> Dans le sens d'une réduction du surplus éducatif des déclassés universitaires, de manière à ce que ces individus trouvent une adéquate correspondance dans la population de référence. Avec cette hypothèse, la productivité normée de la population de référence reste égale à 1.

<sup>13</sup> L'indice moyen est calculé à partir des indices de productivité pondérés par les parts respectives de chaque catégorie d'individus dans nos données (cf. statistiques en annexes).

un intervalle de confiance à 95%. Dans la cas le plus optimiste (le premier effet l'emporte sur le second) la croissance du PIB serait de 0.6% alors que dans le cas le plus pessimiste, les individus sont effectivement les moins productifs, le reclassement produirait une perte de croissance de 0.18%. Si la première impression semble laisser penser que le reclassement produirait un impact positif, non négligeable, sur la croissance du revenu national ; d'autres recherches sont nécessaires afin de confirmer ce résultat.

### **Rendement macroéconomique des situations d'inadéquations**

Les décideurs publics s'intéressant surtout au rendement pour la collectivité, nous cherchons à déterminer les effets des mauvaises correspondances entre formation et emploi, d'un point de vue social. En particulier, l'approfondissement de cette nouvelle piste de recherche permet de répondre à une question clé : en terme de productivité, quel est le bénéfice produit par le système éducatif sur notre société sachant les risques de déclassement ou de surclassement des employés ? La réponse à cette question peut se résumer en calculant le rendement d'une année d'étude supplémentaire ( $ES$ ) suivant le statut du travailleur.

De manière similaire aux estimations du rendement privé de l'éducation, nous définissons ce rendement comme un taux de préférence pour le présent, de la valeur actuelle de la croissance productive par rapport à celle de la population de référence :

$$\rho_{nae} = \frac{\ln(ES_{lo} / ES_r)}{nae} \quad (8)$$

avec  $nae$  le nombre d'années d'étude dans l'enseignement supérieur. En utilisant la productivité estimée des déclassés (resp. surclassés) universitaires et  $nae^{14}$  égal à 4, nous calculons le ratio  $\rho_{4o} = \ln(\gamma_{lo})/4$  (resp.  $\rho_{4u} = \ln(\gamma_{lu})/4$ ) qui permet d'estimer le rendement de chaque année d'étude à partir du niveau baccalauréat pour les individus en situation de déclassement (resp. surclassement). Par ailleurs, nous calculons aussi l'ensemble des rendements pour les employés avec des qualifications de niveau inférieur  $\rho_i = \ln(\gamma_i)$ , avec  $i = u$  ou  $o$ . Toutefois, ce type d'approche permet seulement d'avoir une indication

---

<sup>14</sup> Le diplôme de maîtrise, en marquant la fin du second cycle universitaire (soit quatre années d'étude dans l'enseignement supérieur), peut être retenu comme un niveau de référence (ou moyen) dans l'enseignement supérieur.

approximative des rendements de l'éducation puisque chaque catégorie contient divers niveaux de qualification, cependant, il est toujours intéressant de les comparer aux rendements privés.

**Tableau 2. Rendement social du déclassement et du surclassement (en pourcentage)**

| $\beta$ | $\rho_{4o}$ | $\rho_{4u}$ | $\rho_o$ | $\rho_u$ |
|---------|-------------|-------------|----------|----------|
| 0.7     | -8.1        | 21.7        | -27.8    | -14.3    |

D'après les coefficients estimés (cf. tableau 2), les diplômés du supérieur avec une inadéquate correspondance entre formation et emploi semblent produire un avantage social. En effet, la croissance du bénéfice social d'une année d'étude supplémentaire pour ces individus serait d'environ 13.6% par rapport à notre population de référence. En particulier, cet avantage s'explique par un net gain productif des surclassés du supérieur : la « sur-utilisation » des employés les plus compétents produit de larges gains de productivité. En France, les qualifications du supérieur produiraient toujours un avantage malgré les déséquilibres entre formation et emploi des employés.

Sans considérer les problèmes d'appariement de la main d'œuvre, le rendement privé de l'enseignement supérieur<sup>15</sup> s'estime à environ 10% (Canals et Jaoul, 2004). Ce constat d'un rendement social supérieur à celui du privé renforce l'idée selon laquelle il est légitime que le gouvernement doive financer des dépenses d'éducation pour élever le PIB. D'autant plus que le surplus éducatif représente des coûts de formation moindre pour les employeurs et que les travailleurs les mieux éduqués ont plus de facilités pour adopter et utiliser les nouvelles technologies (Nelson et Phelps, 1966).

Les rendements pour les qualifications inférieures étant tous de signe négatif avec  $\beta = 0.7$ , nos résultats suggèrent un avantage net à poursuivre l'allongement général de la durée d'étude et à produire des cohortes de jeunes diplômés de plus en plus formées. Dans notre cadre d'analyse, ce résultat peut s'expliquer par une seule raison : le salaire reste le principal déterminant de la productivité ; la main d'œuvre la plus qualifiée, en détenant un niveau de salaire supérieur, contribue de manière positive à la productivité. Cependant, pour déterminer si ces investissements sont réellement positifs, il faudrait calculer un rendement net en estimant l'ensemble des coûts de l'éducation. Dans ce contexte, nous pouvons

---

<sup>15</sup> Pour les pays de l'OCDE, ce rendement est estimé à 11.6% (Pscharopoulos et Patrinos, 2004).

seulement conclure que les qualifications du supérieur produisent un bénéfice pour la société en terme productif.

## **Conclusion**

Sur ces deux dernières décennies, la littérature microéconomique montre principalement un développement massif du phénomène de suréducation qui témoigne d'une tendance décroissante des rendements de l'éducation au niveau individuel. Cependant, les éventuelles implications de ce phénomène, dans une dimension macroéconomique, sont encore méconnues. En s'inspirant de la théorie de la croissance, cette étude essaye d'éclairer cette nouvelle piste de recherche.

En observant, en France, un relâchement croissant du lien entre diplôme et rémunération, nous montrons que le phénomène de déclassement est globalement plus défavorable que les situations de surclassement : la suréducation est un phénomène qui réduit considérablement la productivité des travailleurs, en particulier pour les employés déclassés issus de l'enseignement supérieur. Cependant, quelle que soit la situation des travailleurs, les qualifications du supérieur restent paradoxalement avantageuses d'un point de vue productif pour la société.

Finalement, malgré la prise en compte des déséquilibres entre offre et demande de qualifications, l'accumulation du capital humain reste toujours le principal déterminant du niveau de salaire et indirectement de la croissance de productivité. En terme de politiques éducatives, l'investissement croissant dans la formation des jeunes étudiants produit « en retour » une productivité marginale supérieure. Cependant avec l'éventualité d'un possible déclassement, une attention particulière doit être portée aux diplômés du supérieur qui enregistrent les pertes de productivité les plus importantes.

D'après le constat empirique et afin d'obtenir une croissance économique équilibrée, l'allongement général du niveau d'étude doit être poursuivi mais en respect des besoins du marché du travail pour la main d'œuvre la plus qualifiée. Compte tenu de la difficulté d'une adéquation parfaite au niveau universitaire, le critère d'optimalité réaliste est alors le maintien d'une pénurie relative de diplômés par rapport aux postes qualifiés à pourvoir (Gamel, 2000) : le système universitaire doit s'adapter à la capacité d'absorption de l'économie. Une solution serait de mettre en place, des cursus plus professionnalisés (Béduwé

et Planas, 2004) et un marché du travail plus attractif, en terme salarial, pour les employés les plus qualifiés (Guironnet, 2006c).

## Bibliographie

- Arrow K.J. (1973).** “Higher Education as a Filter”, *Journal of Public Economics*, 2(3), pp. 193-216.
- Arrow K.J., Chenery H.B., Minhas B.S. et Solow R.M. (1961).** “Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency”, *Review of Economics and Statistics*, 43, pp. 225-250.
- Barro R.J. et Sala-i-Martin X. (1995).** *Economic Growth*, McGraw-Hill.
- Beduwé C. et Planas J. (2004).** “The Effects of Educational Expansion on the Functioning of the Labour Market: Report of a Comparative Study”, *Compare*, 34(1), pp. 53-71.
- Benhabib J. et Spiegel M. (1994).** “The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data”, *Journal of Monetary Economics*, 34(2), pp. 143-174.
- Blanchard O. (2005).** “A Macroeconomic Survey of Europe”, Document de travail, MIT.
- Canals V. et Jaoul M. (2004).** “Choix d’orientation et rentabilité de l’enseignement supérieur. Une application micro économétrique à partir du modèle de scolarité de Mincer”, *Brussels Economic Review*, 47(3-4), pp. 449-482.
- Coupié T., Giret J-F. et Lopez, A. (2005),** “Des formations initiales aux premiers emplois : une correspondance plutôt mal assurée” in Giret, J-F., Lopez, A., Rose, J. (éds), *Des formations pour quels emplois ?*, La Découverte, Paris, pp. 4-96.
- Dickey D.A. et Fuller W.A. (1981).** “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- Dolton P. et Silles M. (2003).** “The Determinants and Consequences of Graduate Over-Education”, in Büchel F., de Grip A. & Mertens A. (eds), *Overeducation in Europe : Current Issues in Theory and Policy*, Cheltenham, Edward Elgar, pp. 189-216.
- Gamel C. (2000).** “Et si l’université n’était qu’un filtre ? Actualité méconnue du modèle d’Arrow”, *Economie Publique*, 6(2), pp. 41-69.
- Guironnet J-P. (2006a).** “La suréducation en France : Vers un dévalorisation des diplômes du supérieur ?”, *Economie Appliquée*, 59(1), pp. 93-120.
- Guironnet J-P. (2006b).** “Analyse cliométrique des cycles de croissance de l’éducation en France (1815-2003) : Vers un modèle à seuil autorégressif », *Economies et Sociétés*, Série AF « Histoire Economique Quantitative », 34(2), pp. 193-214.
- Guironnet J-P. (2006c).** “Human Capital Allocation and Overeducation: A Measure of French Productivity”, *Economic Modelling*, 24(3), pp. 398-410.
- Fondeur Y. (1999).** *Le déclassement à l’embauche*, Rapport réalisé pour le Commissariat Général au Plan.

- Forgeot G. et Gautié J. (1997).** “Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement”, *Economie et Statistique*, 304-305, pp. 53-74.
- Freeman R. (1971).** *The Market for College-Trained Manpower. A Study in the Economics of Career Choice*, Harvard University Press, Cambridge.
- Freeman R. (1976).** *The Overeducated American*, Academic Press, New York.
- Groot W. et Maassen van den Brink H. (2000).** “Overeducation in the Labor Market: A Meta-Analysis”, *Economics of Education Review*, 19(2), pp. 149-158.
- Hartog J. (2000).** “Over Education and Earnings: Where are we and where should we go?”, *Economics of Education Review*, 19(2), pp. 131-147.
- Jenkins H. (1995).** “Education and Production in the United Kingdom”, *Document de travail n°101*, Nuffield College, Oxford.
- Kamps C. (2003).** “New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries 1960-2001”, *Document de travail*, IMF, Janvier.
- Laffargue J-P. et Saint-Martin A. (1999),** “Inégalités, biais de progrès technique et imperfections de marché en France, de 1974 à 1993”, *Économie et Prévision*, 138-139, pp. 89-110.
- Lucas R. (1988).** “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), pp. 3-42.
- Mankiw N.G., Romer D. et Weil D.N. (1992).** “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-438.
- McGuinness S. (2006),** “Overeducation in the Labour Market”, *Journal of Economic Survey*, 20(3), pp. 387-418.
- Mihoubi F. (1997),** “Coûts des facteurs et substitution capital-travail : une analyse sur le secteur manufacturier”, *Économie et Statistique*, 301-302, pp. 129-148.
- Nauze-Fichet E. et Tomasini M. (2002).** “Diplôme et insertion sur le marché du travail : Approches socioprofessionnelles et salariale du déclassement”, *Économie et Statistique*, 354, pp. 21-48.
- Nelson R.R. et Phelps E.S. (1966),** “Investment in Humans, Technological Diffusion and Economic Growth”, *American Economic Review*, 56(2), pp. 69-82.
- Perron P. (1989).** “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica*, 57(6), pp. 1361-1401.
- Pritchett L. (1999).** *Where has all the Education gone?*, Manuscript, World Bank, Washington, DC.
- Psacharopoulos G. et Patrinos H.A. (2004).** “Returns to Investment in Education: a Further Update”, *Education Economics*, 12(2), pp. 111-134.
- Rebelo S. (1991).** “Long-Run Policy Analysis and Long Run Growth”, *Journal of Political Economy*, 99(3), pp. 500-521.
- Romer P.M. (1990).** “Endogenous Technical Change”, *Journal of Political Economy*, 98(5), pp. S71-S102.
- Saïd S.E. et Dickey D.A. (1984).** “Testing for Unit Roots in ARMA Models of Unknown Order”, *Biometrika*, 71, pp. 599-607.

- Sloane P.J. (2003)**, “Much Ado About Nothing? What Does the Over-Education Literature Really Tell Us?”, in Büchel, F., de Grip, A., Mertens, A. (éds.), *Overeducation in Europe: Current issues in theory and policy*, Edward Elgar Publishers, pp. 11-45.
- Solow R. (1957)**. “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, 39(3), pp. 312-320.
- Temple J.R.W. (2001)**. “Generalizations that aren’t? Evidence on Education and Growth”, *European Economic Review*, 45(4-6), pp. 905-918.
- Van der Velden R.K.W. et van Smoorenburg M.S.M. (2000)**, “The Training of School-Leavers: Complementarity or Substitution”, *Economics of Education Review*, 19(2), pp. 207-217.
- Verdier E. (1997)**. “En France, les diplômés de l’enseignement supérieur rentrent dans le rang ?”, *Formation Professionnelle*, 10(4), pp. 17-27.

## Annexes

Encadré 1

### Déclassement et surclassement « salarial »

*Un individu sera considéré comme déclassé (resp. surclassé) si plus de 50% des individus titulaires du diplôme immédiatement inférieur (resp. supérieur) gagnent plus (resp. moins) que ce dernier.*

*A l'aide de cette définition du déclassement et surclassement, il est possible d'établir un indicateur de la relation « diplôme-emploi » qui à le mérite d'être homogène sur une longue période : il n'est pas affecté par le « progrès technique biaisé » et par le mécanisme « d'inflation des diplômes ». Cependant, cette mesure reste sensible aux autres facteurs contribuant à l'hétérogénéité salariale de la population.*

### Les données

Output (Y) : PIB à prix constant (1995) – Source : FMI.

Stock de capital (K) : Stock de capital (cf. encadré 2) à prix constant (1995) – Source : C. Kamps (2004).

Force de travail (L) : Emploi total civil – Source : OCDE-CDE.

Capacité d'utilisation (cu) : Taux d'utilisation des capacités de production – Source : INSEE.

Encadré 2

### « Perpetual inventory method »

L'idée principale de l'inventaire perpétuel est que le stock de capital à la période suivante,  $K_{t+1}$ , s'exprime comme fonction du stock de la période courante,  $K_t$ , de l'investissement réel à la période courante,  $I_t$ , et du taux de dépréciation du capital fixe supposé géométrique et constant,  $\delta$  :

$$K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \quad (\text{A1})$$

En pratique, le stock courant de capital s'estime à partir d'un stock initial,  $K_1$ , tel que :

$$K_{t+1} = (1 - \delta)^t K_1 + \sum_{i=0}^{t-1} (1 - \delta)^i I_{t-i} \quad (\text{A2})$$

## Statistiques

| VARIABLES               | MOYENNE | ECART<br>TYPE |
|-------------------------|---------|---------------|
| Declassés du groupe I   | 0.062   | 0.020         |
| Declassés du groupe II  | 0.231   | 0.013         |
| Surclasses du groupe I  | 0.020   | 0.008         |
| Surclasses du groupe II | 0.239   | 0.021         |
| Population de référence | 0.449   | 0.018         |

## Indicateurs de déclassement et surclassement

| Années | Part de la population active en<br>emploi déclassée | Part de la population active en<br>emploi surclassée |
|--------|---|--|
| 1980   | 23.4  | 28.1   |
| 1981   | 24.0  | 27.3   |
| 1982   | 25.2  | 27.7   |
| 1983   | 27.6  | 26.2   |
| 1984   | 24.7  | 26.7   |
| 1985   | 28.5  | 26.6   |
| 1986   | 29.7  | 26.5   |
| 1987   | 28.8  | 27.0   |
| 1988   | 28.8  | 26.7   |
| 1989   | 27.8  | 27.4   |
| 1990   | 29.0  | 26.4   |
| 1991   | 29.6  | 27.0   |
| 1992   | 29.3  | 25.8   |
| 1993   | 29.7  | 25.8   |
| 1994   | 30.8  | 25.1   |
| 1995   | 30.7  | 25.5   |
| 1996   | 31.6  | 24.3   |
| 1997   | 32.3  | 23.8   |
| 1998   | 32.9  | 23.8   |
| 1999   | 30.7  | 23.5   |
| 2000   | 32.7  | 25.8   |
| 2001   | 31.3  | 23.3   |
| 2002   | 33.5  | 23.6   |

Source : enquêtes Emploi, Insee.

Champ : population active en emploi regroupée par classes d'âges.

### Algorithme de « Gauss-Newton »

Soit le modèle non linéaire :  $y_t = f(X, \theta) + \varepsilon_t$  où  $X$  est la matrice des observations des variables explicatives de dimension  $(n, k+1)$  et  $\theta$  le vecteur des paramètres à estimer de dimension  $k+1$ . Sous les hypothèses classiques concernant les erreurs  $\varepsilon_t$ , l'estimateur des moindres carrés est la valeur de  $\theta$  qui minimise la somme des carrés des résidus :

$$S(\theta) = e'e = [y_t - f(X, \theta)]'[y_t - f(X, \theta)] \quad (\text{A3})$$

Nous avons  $k+1$  conditions du premier ordre :  $\partial S / \partial \theta = 0$ . Soit  $Z(\theta^*)$  la matrice calculée pour les valeurs particulières de  $a$  tel que  $\theta = \theta^*$ . Nous pouvons alors approximer la  $t$ -ième observation à l'aide d'un développement de Taylor au voisinage de  $\theta^*$ .

$$f(X, \theta) \cong f(X, \theta^*) + Z(\theta^*)(\theta - \theta^*) \quad (\text{A4})$$

Soit : 
$$y = f(X, \theta^*) + Z(\theta^*)(\theta - \theta^*) + \varepsilon \quad (\text{A5})$$

En posant  $\bar{y}(\theta^*) = y - f(X, \theta^*) + Z(\theta^*)\theta^*$ , nous pouvons construire un pseudo-modèle linéaire qui est égal à :

$$\bar{y}(\theta^*) = Z(\theta^*)\theta + \varepsilon \quad (\text{A6})$$

L'estimateur des MCO de ce modèle linéaire en  $\theta$  est donné par :

$$\theta = [Z(\theta^*)'Z(\theta^*)]^{-1} Z(\theta^*)'\bar{y}(\theta^*) = \theta^* + [Z(\theta^*)'Z(\theta^*)]^{-1} Z(\theta^*)'[y - f(X, \theta^*)] \quad (\text{A7})$$

Le processus est arrêté à la  $p$ -ième itération, lorsque nous observons une relative stabilité des coefficients estimés :  $\hat{\theta} = \theta^p \cong \theta^{p-1}$ . La mise en œuvre de cette méthode d'estimation non-linéaire assez complexe est effectuée à partir du logiciel SAS.

**Contacts :**

Thierry BLAYAC : [blayac@lameta.univ-montp1.fr](mailto:blayac@lameta.univ-montp1.fr)

Valérie CLEMENT : [clement@lameta.univ-montp1.fr](mailto:clement@lameta.univ-montp1.fr)

