

Education Supérieure, Rigidités de Marché et Croissance

Philippe Aghion ⁽¹⁾

Philippe Askenazy ⁽²⁾

Renaud Bourlès ⁽³⁾

Gilbert Cette ⁽⁴⁾

Nicolas Dromel ⁽⁵⁾

Version septembre 2007

Docweb no 0705

Philippe Aghion ⁽¹⁾ : Harvard university - CNRS-Ecole d'Economie de Paris et Cepremap

Philippe Askenazy ⁽²⁾ : CNRS-Ecole d'Economie de Paris et Cepremap

Renaud Bourlès ⁽³⁾ : Université de la Méditerranée (GREQAM)

Gilbert Cette ⁽⁴⁾ : Banque de France (DAMEP) - Université de la Méditerranée (CEDERS)

Nicolas Dromel ⁽⁵⁾ : Université de la Méditerranée (GREQAM) - CREST

Titre : Education Supérieure, Rigidités de Marché et Croissance

Auteur(s) : Philippe Aghion, Philippe Askenazy, Renaud Bourlès, Gilbert Cette, Nicolas Dromel

Résumé : Cette étude s'inscrit dans la littérature récente sur les déterminants de la croissance selon la position des pays par rapport à la frontière technologique. Outre les effets additifs de l'éducation et des régulations sur les marchés des biens et du travail, elle explore une possible complémentarité de ces régulations pour la croissance. Un modèle simple suggère qu'en l'absence de concurrence suffisante, les entreprises sont peu incitées à générer de nouvelles rentes via l'innovation, quel que soit le degré de flexibilité du marché du travail.

Des données portant sur 17 pays de l'OCDE obtenues en appariant de nombreuses sources sont mobilisées sur la période 1985-2003. La profondeur temporelle est suffisante pour étudier simultanément différents déterminants de la croissance de la productivité.

Les principaux résultats originaux obtenus, cohérents avec les travaux synthétisés par Aghion et Howitt (2006), sont la caractérisation des effets du niveau de formation de la population en âge de travailler et des rigidités sur les marchés des biens et du travail sur la croissance de la productivité globale des facteurs (PGF). Pour les pays proches de la frontière technologique, ces effets sont très importants. Concernant les rigidités, une interaction entre celles qui s'exercent sur les deux marchés ressort nettement, les meilleurs résultats d'estimations étant obtenus avec un décalage de deux années des rigidités sur le marché des biens. Le fort impact du niveau d'éducation tertiaire et des rigidités sur la croissance de la PGF traduit à la fois une influence directe et un effet transitant indirectement par la diffusion des TIC. Enfin, concernant le marché des biens, la composante 'barrières à l'entrée' paraît avoir une influence prépondérante. Pour les pays éloignés de la frontière technologique, les résultats des estimations réalisées indiquent que le niveau de formation tertiaire de la population en âge de travailler et les rigidités sur les marchés de biens et du travail n'ont pas nécessairement une influence significative sur la croissance de la PGF.

Ces résultats témoignent des gains importants de croissance de la productivité, et donc de croissance potentielle, que certains pays industrialisés, principalement européens et parmi lesquels la France, pourraient attendre de la mise en œuvre de réformes ambitieuses visant à élever le niveau de formation de la main d'œuvre en âge de travailler et à réduire les rigidités sur les marchés des biens et du travail.

Mots-clés : Productivité; Croissance; Régulations; Rigidités; Education

Classification JEL : O47, J24, J68, L40, O57

Title : Education, Market Rigidities and Growth

Author(s) : Philippe Aghion, Philippe Askenazy, Renaud Bourlès, Gilbert Cette, Nicolas Dromel

Abstract : This paper explores some determinants of (productivity) growth according to the distance of countries to the technological frontier. It provides a simple model of the interactions between product and labour market regulations for growth, and exploits detailed panel data for 17 OECD countries from 1985 to 2003.

The joint effects of product and labor market rigidities and the impact proportion of workers with some college seem significant but only, for countries closed to the technological frontier.

Keywords : Productivity; Growth; Regulation; Inelasticity; Education

JEL classification : O47, J24, J68, L40, 057

I.Introduction

Cette étude propose de caractériser un ensemble de déterminants de la croissance des pays de l'OCDE. Elle s'inscrit dans la littérature récente sur cette question qui distingue les pays proches de la frontière technologique de ceux plus éloignés (voir Aghion et Howitt, 2006). Les politiques d'éducation, ou les régulations sur les marchés des biens et du travail, n'auraient pas les mêmes effets selon la position du pays par rapport à cette frontière. Alors que les travaux empiriques soulignent l'importance du type d'éducation sur la croissance et l'impact généralement favorable de la concurrence sur l'innovation et la croissance, les évidences d'un effet des régulations sur le marché du travail sont fragiles. Néanmoins, la plupart des travaux sur la croissance considère séparément ces deux types de régulations, alors que la littérature suggérant une complémentarité en termes d'emploi ou de chômage des régulations sur les marchés des biens du travail devient abondante (Amable et Gatti, 2006, Koeniger et al., 2003, Blanchard, 2005).

L'apport de cette étude est double. D'une part, à travers un modèle structurel simple, nous mettons en évidence une complémentarité entre régulations sur le marché des biens et celles concernant le travail en termes de croissance. Conformément à l'intuition, si le degré de concurrence est trop faible, alors, quelle que soit la profondeur de la libéralisation du marché du travail, les firmes sont peu incitées à générer de nouvelles rentes via l'innovation, car elles bénéficient déjà de rentes significatives.

D'autre part, nous testons l'impact de cette complémentarité à partir de données récentes portant sur 17 pays de l'OCDE, sur la période 1985-2003. Ces données sont obtenues en appariant de nombreuses sources. La profondeur temporelle est suffisante pour étudier, dans une même régression, les différents déterminants de la croissance du PIB comme de la productivité. Nous répliquons des résultats devenus classiques (Cf. Aghion et Howitt, 2006) : un effort sur l'éducation supérieure est associé à un surplus de croissance (de la productivité) mais uniquement près de la frontière technologique. De même, les régulations sur les marchés des biens, plus spécifiquement les barrières à l'entrée, semblent peser sur la croissance. Nos résultats confirment par ailleurs que l'effet combiné d'une libéralisation du marché du travail et d'une libéralisation sur les marchés des biens est significativement positif pour la croissance. Ils suggèrent également que la seconde devrait précéder la première.

Outre les limites de l'usage de données de panel pays, les indicateurs de régulation utilisés demeurent agrégés, donc en partie des boîtes noires. Nos résultats doivent donc plutôt se lire comme exprimant les surcroûts significatifs de croissance potentielle que l'on peut espérer de réformes, plutôt qu'une économie politique de la réforme. En particulier, nous n'évaluons pas les coûts des efforts d'éducation et des modifications des régulations comme les rachats de rentes.

L'étude est organisée comme suit. La deuxième section présente le modèle. La relation estimée ainsi que les données mobilisées sont détaillées dans la troisième section. Les principaux résultats empiriques sont présentés dans une quatrième section. Enfin, une dernière section conclue.

Croissance et complémentarité des réformes

Une première littérature montre les effets essentiellement positifs de la concurrence et de l'entrée sur la croissance, particulièrement dans les secteurs de pointe (voir Aghion et Griffith, 2005, pour une présentation synthétique de ces contributions). Une seconde littérature se concentre sur la relation entre protection de l'emploi et croissance (voir Saint Paul, 1997, 2002). D'un côté, la protection de l'emploi pousse les entreprises à investir plus dans la formation des salariés et à augmenter la loyauté de ces derniers, dont également leur investissement individuel dans la formation. La protection de l'emploi, notamment les coûts de licenciement, peut également inciter les firmes à innover pour augmenter la probabilité de maintien de leur part de marché et ainsi éviter des licenciements coûteux (Koeniger, 2002). D'un autre côté, ex-ante, de peur de possibles futurs coûts de licenciement, les entreprises peuvent être moins tentées d'étendre leur marché (Kessing, 2006).

Au total, les travaux empiriques n'arrivent pas à trouver un impact direct de la protection de l'emploi sur la croissance ou les investissements en R&D (Bassanini et Ernst, 2002). Néanmoins, nos régressions linéaires font apparaître une interaction positive entre les libéralisations du marché du travail et du marché des produits. Le modèle simple ci-après rationalise une telle interaction.

Considérons un continuum de masse 1 d'entrepreneurs neutres au risque et un continuum de même masse de travailleurs. Une firme est composée d'un entrepreneur et d'un salarié. L'entrepreneur a un horizon temporel d'une période. On suppose qu'un salarié ne démissionne pas, le coût lié pour un salarié dépassant les gains potentiels à changer d'entreprise ; les salaires sont uniformes.

Initialement, u travailleurs ne disposent pas d'emploi, et u entrepreneurs n'ont pu créer leur firme. u s'interprète donc comme le taux de chômage. $(1-u)$ firmes sont présentes sur des secteurs déjà existants.

Initialement, tout entrepreneur a la capacité d'innover et de se placer sur un secteur innovant où il sera en position de monopole sur la période et dont il tirera un profit π . Pour se placer sur ce secteur, il doit supporter un coût connu c mais aléatoirement distribué uniformément sur $[0,1]$ puis réussir un appariement avec un travailleur.

On suppose que l'entrepreneur n'a pas la capacité de gérer deux firmes. Si l'entrepreneur veut se placer sur un secteur innovant, deux cas sont à distinguer :

-soit l'entrepreneur ne dirige pas initialement de firme. Il devra alors embaucher un salarié avec une probabilité d'appariement q . Si l'embauche échoue la firme ne sera pas créée ;

-soit l'entrepreneur dirige initialement une firme. Il devra en premier lieu fermer cette dernière. On suppose en outre qu'il a besoin d'un travailleur ayant des compétences (ou une localisation géographique) différentes du salarié initialement employé. Il va alors subir un coût total de licenciement (transaction amiable, frais juridiques, etc.) f croissant avec le niveau de protection de l'emploi. Il devra ensuite embaucher un salarié avec une probabilité d'appariement q .

L'entrepreneur peut néanmoins décider de ne pas chercher à s'implanter dans un secteur innovant si les coûts afférents sont supérieurs au gain anticipé. Plus précisément, un entrepreneur disposant d'une firme innove si et seulement si :

$$q\pi_0 - \pi_1 > f + c ,$$

où π_0 sont les profits dans le secteur initial. π_0 est d'autant plus important que la concurrence sur le marché des biens est limitée.

Comme c est uniformément distribué sur $[0,1]$, la proportion d'entrepreneurs qui changent de secteur est¹ :

$$P = q\pi_0 - \pi_1 - f .$$

Pour les u entrepreneurs sans firme initialement, on suppose que le gain espéré d'innover est $q\pi$ est supérieur à 1, c'est-à-dire qu'ils vont tous chercher à créer une firme innovante. Au total, la part d'entrepreneurs qui innove, soit également le nombre d'emplois vacants, est $v = (1-u)P + u$.

L'appariement suit une fonction m homogène de degré 1 en u et v , et par conséquent la probabilité qu'a une firme de trouver un travailleur est égale à :

$$q = m(u, v) / v = m(z, 1) , \text{ où } z = u / v .$$

z peut s'interpréter comme l'inverse des tensions sur le marché du travail.

¹ On se place implicitement dans le cas d'une solution intérieure : les coûts de licenciement sont insuffisants pour dissuader tous les entrepreneurs dirigeants d'innover.

Le flux de chômeurs retrouvant un emploi est alors $u.m(u, v) / u = m(u, v)$. Le flux vers le chômage est égal au nombre de licenciés : $(1-u).P$. En état de stationnarité du taux de chômage, les deux flux sont égaux. L'économie se résume alors à trois équations :

$$\begin{aligned}(1-u)P &= m(u, v), \\ v &= (1-u)P + u, \\ P &= m(z, 1)\pi_1 - \pi_0 - f.\end{aligned}$$

Les deux premières équations donnent $v - u = m(u, v)$ ou de façon équivalente :

$$1 - z = m(z, 1),$$

qui détermine z . Les tensions sur le marché du travail sont donc ici indépendantes des deux paramètres politiques π_0 et f .

En remplaçant alors la valeur de P donnée par la troisième équation dans la seconde, on obtient le nombre d'emploi vacants, v ou encore le nombre de firmes innovantes qui seront créées $I = q.v$ (voir annexe 1) :

$$I(\pi_0, f) = m(z, 1) \frac{[(1-z)\pi_1 - \pi_0 - f]}{z(1-z)\pi_1 - z\pi_0 - fz + (1-z)}$$

I dépend négativement de π_0 et de f . Intuitivement, plus les coûts de licenciement sont importants, moins un entrepreneur installé dans un secteur cherche à innover. De même, plus ses profits sur ce marché sont importants, moins il est incité à conquérir des rentes monopolistes dans un secteur innovant. En outre, ces deux obstacles sont complémentaires (voir Annexe 1) :

Proposition. *La dérivée croisée de la proportion d'entrepreneur innovant $\partial^2 v / (\partial f \partial \pi_0)$ est négative. L'effet négatif de la protection de l'emploi sur l'innovation est d'autant plus important que les marchés non innovants sont peu concurrentiels.*

Pour tester une telle complémentarité entre les politiques sur le marché des biens et celles sur le marché du travail, il faut a priori intégrer un décalage temporel entre ces 2 types de politiques. Høj et al. (2006) montre ainsi que généralement au sein de l'OCDE les réformes sur le marché des biens précèdent celles sur le marché du travail. Le modèle de Blanchard et al. (2003) donne un fondement théorique à cette séquentialité : les régulations sur les marchés des biens et du travail impactent le partage des rentes. Les premières lorsqu'elles sont anti-concurrentielles assurent au détriment des consommateurs des rentes aux entreprises. La régulation sur le marché du travail est un des déterminants du partage de ses rentes entre les profits et les salariés. Donc tant que les rentes sur les marchés des biens et des services sont importantes, les salariés se battent pour conserver une partie de cette rente en bloquant électoralement ou par des luttes les réformes sur le marché du travail. A contrario, libéraliser les marchés des biens et des services élimine les rentes monopolistiques ; en l'absence de rente, une protection stricte de l'emploi a moins d'intérêt pour les travailleurs insiders. On peut cependant imaginer une séquentialité symétrique : la protection de l'emploi augmente le coût d'une perte de marché, les entreprises ont donc intérêt à développer un travail de lobbying pour ériger des barrières à l'entrée légales.

Par ailleurs, d'un point de vue pratique, l'implémentation des réformes concernant le marché du travail peut demander une phase pédagogique et de négociation avec les partenaires. Elle se heurte à la complémentarité des différentes mesures qui rend inefficace des réformes partielles voire incrémentales (Orszag et al., 1999).

III. La relation estimée et les données mobilisées

La relation estimée vise à caractériser les effets sur la croissance de la productivité globale des facteurs

(PGF) du niveau de formation de la population en âge de travailler, des rigidités sur les marchés des biens et du travail, des variations sur taux d'emploi, de la durée du travail et du taux d'utilisation des capacités de production, ainsi que d'autres variables éventuelles.

Concernant le niveau de formation de la population en âge de travailler, la variable privilégiée est la proportion de diplômés de l'enseignement supérieur (SUP). Pour les rigidités sur les marchés de biens et du travail, il s'agit des indicateurs synthétiques de législation protectrice de l'emploi (LPE) et de régulation sur le marché des biens (RMB) construits par l'OCDE. Afin de caractériser des effets spécifiques du niveau de formation et des rigidités selon que les pays sont proches ou éloignés de la frontière technologique, suivant en cela Aghion et Howitt (2006), on distingue ces variables pour les deux types de pays. On suppose qu'un pays est proche, une année donnée, de la frontière technologique lorsque sa productivité structurelle y est supérieure ou égale à une proportion $x\%$ du niveau de productivité structurelle des Etats-Unis, ce pays connaissant sur toute la période le niveau de productivité structurelle le plus élevé. La productivité structurelle d'un pays est définie comme le niveau de productivité que ce pays connaîtrait si la durée du travail et le taux d'emploi, dont les rendements sont fortement décroissants, y étaient égaux à ceux des Etats-Unis. Ce concept et son calcul sont détaillés dans Bourlès et Cette (2006, 2007). La proportion x retenue dans les estimations est 80 %, ce qui amène à situer 40 % des observations sur la frontière technologique. Les résultats d'estimations obtenus avec d'autres seuils seront évoqués. Enfin, les meilleurs résultats d'estimations sont obtenus en prenant les rigidités en compte via une interaction entre les rigidités sur les deux marchés plutôt qu'individuellement, et avec un retard de deux périodes concernant les rigidités sur le marché des biens. Les résultats d'estimations obtenus en séparant les rigidités sur les deux marchés et en prenant en compte les rigidités sans retard seront également évoqués.

La présence des variations du taux d'emploi et de la durée du travail comme variables explicatives des variations de la PGF vise à prendre en compte les effets de rendements décroissants de ces deux variables. Enfin, la présence des variations du taux d'utilisation des capacités de production vise à prendre en compte les effets des changements de positionnement dans le cycle économique sur la PGF.

Les variables représentant la production ou la diffusion des technologies de l'information et de la communication (TIC) ne sont pas présentes dans la relation dont les résultats sont commentés ci-dessous. De fait, les coefficients de ces variables ne sont jamais significativement non nuls lorsque la formation de la population en âge de travailler et les rigidités sur les marchés des biens et du travail sont prises en compte comme variables explicatives des variations de la PGF. Ce résultat important suggère que la production et la diffusion des TIC, qui influencent bien la croissance de la PGF, sont elles mêmes de fait fortement liées à la formation et aux rigidités. La relation estimée peut donc être considérée comme un modèle réduit, dans lequel l'influence de la formation de la population en âge de travailler et des rigidités sur les marchés de biens et du travail est à la fois directe et indirecte via la production et la diffusion des TIC.

La relation (1) principalement estimée est ainsi la suivante, les variables intervenant dans cette relation étant définies dans l'Encadré et détaillées dans l'Annexe 2 :

$$(1) \Delta pgf = a_1.SUP + a_2.SUP.I_{x\%} + a_3.LPE.RMB_{-2} + a_4.LPE.RMB_{-2}.I_{x\%} + a_5.\Delta TE + a_6.\Delta h + a_7.\Delta TUC + \sum a_i.X_i + cte + u$$

Les valeurs attendues pour les coefficients estimés sont : $0 < a_2$; $a_4 < 0$; $-1 < a_5$, $a_6 < 0$; $0 < a_7 < 1$. Pour les coefficients a_1 et a_3 , les signes attendus sont a priori indéterminés, le niveau de formation en enseignement supérieur de la population en âge de travailler ainsi que les rigidités sur les marchés des biens et du travail pouvant avoir des effets tant favorables que défavorables sur la croissance de la productivité globale des facteurs des pays éloignés de la frontière technologique. (Cf. Aghion et Howitt, 2006)

L'analyse empirique est réalisée sur un panel de 17 pays de l'OCDE (cf. Encadré), sur la période 1985-2003. La restriction de notre base de données à ce sous-échantillon est liée à la disponibilité réduite (en termes de pays et d'années) de séries temporelles sur notre principale variable expliquée (le taux de croissance de la PGF) et sur les indicateurs de rigidités sur les marchés des biens et du travail.

Encadré :

Les variables intervenant dans l'analyse (Les définitions et sources des variables sont précisées dans

l'Annexe 2) :

- CONCEN : Indicateur de concentration bancaire
- DET : Dette Publique (en % du PIB)
- ENT : Réglementation à l'entrée
- H : durée annuelle moyenne du travail des employés
- I_{x%} : Indicatrice de Frontière Technologique
- INT : Intégration verticale
- INV : Part de l'investissement total (en valeur) dans le PIB
- ITIC : Investissement en Technologies de l'Information et de la Communication (en % du PIB)
- LPE : Législation sur la protection de l'emploi
- NET : Marge d'Intérêt Nette
- PAT : Part des 25-54 ans dans la population active
- PGF : Productivité globale des facteurs
- PH : Productivité horaire du travail
- PPH : PIB par habitant
- PTIC : Part de la production de TIC dans le PIB
- PTICI : Part des TIC dans l'investissement
- PUB : Indicateur de l'importance du secteur public
- RD : Dépenses Domestiques Brutes en R&D (en % du PIB)
- RDE : Dépenses de R&D des entreprises privées (en% du PIB)
- REG : Législation sur la protection de l'emploi des contrats standards
- RMB : Réglementation des Marchés de Biens
- SEC : Part de la population ayant un diplôme d'études secondaires
- STR : Indicateur de la structure de marché
- SUP : Part de la population ayant un diplôme d'études supérieures
- TE : Taux d'emploi
- TEMP : Législation sur la protection de l'emploi des contrats temporaires
- TPO : Recettes totales du gouvernement (en % du PIB)
- TUC : Taux d'utilisation des capacités de production, cette variable étant centrée et normée pour chaque pays sur la moyenne et l'écart type observés pour la France
- TY : Années d'études effectuées

-_n en indice signale que la variable est retardée de n périodes

Δ devant une variable signale une différence première

o au dessus d'une variable désigne son taux de croissance d'une année à l'autre

^ au dessus d'un coefficient désigne sa valeur estimée

Les variables en minuscules correspondent à leur logarithme

Liste des 17 pays de l'OCDE constituant la base de l'analyse empirique :

Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, Etats-Unis, Finlande, France, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni et Suède.

IV. Les résultats d'estimations par la méthode des variables instrumentales

Les estimations réalisées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), comme celles présentées en Annexe 3, peuvent être sujettes à des biais, par exemple d'erreurs de mesure ou de simultanéité qui expliquent certains résultats contre intuitifs ou instables selon les spécifications. Afin de corriger les estimations de tels biais, il paraît utile de procéder à des estimations par la méthode des variables instrumentales. Le nombre d'observations paraît trop limité pour envisager de recourir à la GMM.

Deux tests sont mobilisés pour apprécier la qualité des ajustements : le test de Davidson et McKinnon (1993) pour s'assurer de l'exogénéité des instruments et le test de Sargan (1958) qui informe sur la qualité globale de l'ajustement et la pertinence globale des instruments.

De très nombreux indicateurs ont été alternativement introduits comme variables explicatives. Les estimations ici présentées sont celles dont les variables explicatives ont des coefficients estimés généralement significativement non nuls et conformes aux attentes. Parmi les très nombreux indicateurs essayés sans succès comme variables explicatives signalons : (i) pour l'éducation, la proportion de personnes d'âge actif ayant simplement une formation primaire, ou une formation secondaire ; (ii) pour le marché du travail, les taux d'activité ; (iii) concernant la combinaison productive et l'effort d'innovation, la part de la production de TIC dans le PIB, le taux d'investissement en TIC, la part des TIC dans l'investissement total, la part de l'investissement privé dans l'investissement national, le taux d'investissement global (en volume ou en valeur), le taux d'investissement public, les dépenses de R&D rapportées au PIB ; (iv) concernant les conditions financières, les taux courts (3 mois) ou les taux longs (10 ans), nominaux ou réels ; (v) concernant la politique budgétaire, le solde public primaire ou total en points de PIB, la dette publique en points de PIB, les prélèvements obligatoires en points de PIB ; (vi) concernant la régulation du marché des capitaux, la part de la capitalisation boursière dans le PIB, la part des frais généraux dans le total de l'actif des banques (*overhead cost*), les marges moyennes d'intérêts des banques commerciales (*net interest margin*), le ratio des passifs liquides sur PIB (*liquid liabilities*) et les crédits privés accordés par les banques de dépôts au secteur privé en pourcentage du PIB.

On commence par estimer la relation 1 (A) avant de procéder à quelques autres estimations complémentaires (B), puis à des estimations sur les composantes des rigidités sur les marchés des biens et du travail (C). Enfin, des estimations des effets sur la diffusion et la production de TIC du niveau de formation de la main d'œuvre en âge de travailler et des rigidités sont commentées (D).

A – Estimation de la relation (1)

Les résultats d'estimation de la relation (1) obtenus indiquent que (Tableau 1) :

-Le coefficient estimé de la variable d'enseignement supérieur (SUP) est systématiquement non significativement différent de zéro tandis que celui de la variable d'enseignement supérieur pour les seules observations proches de la frontière technologique ($SUP * I_{80\%}$) est généralement significativement différent de zéro (colonnes 3 à 7), avec le signe positif attendu. Concernant les rigidités sur les marchés des biens et du travail, les résultats les plus significatifs sont obtenus en croisant les rigidités sur les deux marchés (colonnes 3 à 7), en retardant de deux années le terme de rigidité sur le marché des biens (colonnes 5 à 7), en distinguant dans l'effet des rigidités un effet pour les pays éloignés de la frontière technologique (coefficient de la variable $LPE * RMB_{-2}$) et un effet pour les pays proches de la frontière technologique (somme des coefficients des variables $LPE * RMB_{-2}$ et $LPE * RMB_{-2} * I_{80\%}$). D'autres prises en compte des variables de rigidités aboutissent à des effets estimés non significativement différents de zéro. Enfin, dans toutes les estimations réalisées, le coefficient du terme autorégressif apparaît toujours très faible et non significativement non nul (ici la colonne 7). En revanche, les coefficients des variables de variation du taux d'emploi, de la durée du travail ou du taux d'utilisation des capacités de production sont toujours significativement différents de zéro, ont le signe attendu et traduisent des effets économiquement raisonnables ;

-Au terme de cette estimation, la spécification qui paraît la plus appropriée est celle fournie dans la colonne 5 du Tableau 1. Les résultats d'estimation de cette relation indiquent que : (i) une augmentation de un point du pourcentage de diplômés du supérieur dans la population d'âge actif n'aurait pas d'impact sur la PGF des pays éloignés de la frontière et augmente d'environ 0,07 point par an la croissance de la PGF des pays proches de la frontière technologique ; (ii) une baisse d'un point du produit croisé des rigidités contemporaines sur le marché du travail et d'il y a deux ans sur le marché des biens réduirait d'environ 0,3 point par an la croissance de la PGF des pays éloignés de la frontière technologique mais augmenterait d'environ 0,1 point par an la croissance de la PGF des pays proches de la frontière technologique ; (iii) une augmentation d'un point du taux d'emploi réduirait d'environ 0,48 point la PGF ; (iv) une augmentation de 1 % de la durée du travail réduit d'environ 0,6 point la PGF ; (v) une augmentation d'un point du taux d'utilisation des capacités de production (centré et normé sur l'ensemble des pays) augmenterait d'environ 0,4 point la PGF.

Ces résultats confirment que les effets du niveau de formation et celui des rigidités sur les marchés de biens et du travail diffèrent selon que les pays sont proches ou éloignés de la frontière technologique : une élévation de niveau de formation tertiaire et une baisse du niveau croisé des rigidités dynamisent la PGF des pays proches de la frontière technologique mais n'est pas nécessairement profitable aux pays éloignés de cette frontière. On retrouve ici les résultats synthétisés par Aghion et Howitt (2006). Ces résultats sont cohérents avec ceux de précédents travaux, qui cependant n'avaient pas tenté de caractériser les effets des rigidités croisées sur les deux marchés, comme par exemple Nicoletti et Scarpetta (2003) qui s'étaient principalement efforcés de caractériser l'effet des rigidités sur le seul marché des biens. Pour une synthèse, Cf. Crafts (2006).

Tableau 1
Résultats d'Estimations de la relation (1) par la Méthode des variables instrumentales
Estimations avec effets fixes pays.
Variable Expliquée : Δpgf

Variables explicatives	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Δpgf_{-1}							0,0709 (0,0991)
SUP	-0,0105 (0,0440)	-0,0300 (0,0479)	-0,0085 (0,0455)	0,0149 (0,0477)	-0,0184 (0,0490)		
SUP * I _{80%}		0,0470 (0,0412)	0,0343 (0,0160)	0,0796 (0,0244)	0,0903 (0,0261)	0,0888 (0,0256)	0,0914 (0,0269)
LPE	0,0093 (0,0051)	0,0046 (0,0069)	-0,0061 (0,0114)				
LPE* I _{80%}		0,0056 (0,0122)					
RMB	-0,0006 0,0016	0,0030 (0,0023)	-0,0021 (0,0028)				
RMB* I _{80%}		-0,0060 (0,0037)					
LPE * RMB			0,0025 (0,0017)	0,0040 (0,0013)			
LPE * RMB * I _{80%}			-0,0011 (0,0007)	-0,0050 (0,0017)			
LPE * RMB ₋₂					0,0031 (0,0011)	0,0032 (0,0011)	0,0028 (0,0012)
LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}					-0,0042 (0,0015)	-0,0042 (0,0015)	-0,0039 (0,0016)
ΔTE	-0,3776 (0,1567)	-0,5274 (0,2108)	-0,4703 (0,1797)	-0,5249 (0,2014)	-0,4828 (0,1956)	-0,4626 (0,1860)	-0,7144 (0,1826)
Δh	-0,4565 (0,1792)	-0,4641 (0,1927)	-0,4765 (0,1845)	-0,5161 (0,2209)	-0,6162 (0,2253)	-0,6143 (0,2228)	-0,6063 (0,2335)
ΔTUC	0,3473 (0,0514)	0,3649 (0,0588)	0,3550 (0,0538)	0,3698 (0,0644)	0,4013 (0,0658)	0,4000 (0,0650)	0,4322 (0,0681)
Constante	-0,0014 (0,0152)	0,0000 (0,0167)	0,0172 (0,0226)	-0,0042 (0,0127)	0,0030 (0,0133)	-0,0017 (0,0049)	0,0004 (0,0053)
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
P-value du test : [SUP] + [SUP* I _{80%}] = 0		77%	59%	7%	16%		
P-value du test : [LPE] + [LPE* I _{80%}] = 0		33%					
P-value du test : [RMB] + [RMB* I _{80%}] = 0		29%					
P-value du test : [LPE * RMB] + [LPE * RMB * I _{80%}] = 0			35 %	22 %			
P-value du test : [LPE * RMB ₋₂] + [LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}] = 0					16 %	15 %	10 %
Test de Davidson-McKinnon							
Statistique	0,7259	1,7944	0,7649	3,4011	3,5788	4,5659	10,9715
p-value	0,5755	0,0923	0,6176	0,0061	0,0044	0,0016	8,2e ⁻⁸
Test de Sargan							
Statistique	32,887	21,876	27,007	9,795	14,368	14,750	25,164
p-value	6,5e-05	5,5e-04	3,3e-04	0,1336	0,0258	0,0393	0,0028
Nombre d'observations	181	181	181	181	178	178	174

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type.

Liste des instruments :

Colonne [1] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; LPE₋₂ ; RMB₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [2] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; LPE₋₂ ; RMB₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [3] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; LPE₋₂ ; RMB₋₂ ; LPE₋₂*I_{80%} ; LPE*RMB₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [4] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; RMB₋₂ ; LPE*RMB₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [5] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [6] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;

Colonne [7] : Δh ; ΔTUC ; Δpgf_{-1} ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; $\Delta\Delta\Delta h_{ph}$.

B – Estimations complémentaires

Afin de s'assurer de la robustesse des résultats obtenus, des estimations complémentaires ont été réalisées, dont les résultats indiquent que (Tableau 2) :

-Le changement de définition de la frontière technologique ne modifie pas sensiblement les résultats des estimations. Le seuil retenu dans cette analyse est celui de 80 % du niveau de productivité structurelle des Etats-Unis, qui aboutit à situer 40 % des observations près de la frontière. Si l'on retient le seuil de 78 %, qui aboutit à situer 50 % des observations près de la frontière, les résultats obtenus sont peu modifiés (Colonnes [1] et [2]) ;

-Si l'on retient les variations de la productivité horaire du travail en place de celles de la PGF comme variable expliquée, les résultats d'estimation obtenus sont cohérents avec les précédents (Colonnes [3] et [4]). Les effets estimés du pourcentage de personnes diplômées du supérieur ainsi que ceux des rigidités paraissent plus faibles, à la frontière technologique, que ceux estimés sur les variations de la PGF. Cela suggère qu'une part de ces effets transite via la productivité du capital fixe. Les effets des variations du taux d'emploi, de la durée du travail ou du taux d'utilisation des capacités de production sont très proches de ceux estimés à partir d'une relation semblable, sur un panel de pays différent, par Bourlès et Cette (2006, 2007) ;

-Si l'on retient les variations du PIB par habitant comme variable expliquée, les résultats d'estimation obtenus demeurent également très cohérents avec les précédents (Colonnes [5] et [6]). Les effets estimés du pourcentage de personnes diplômées du supérieur ainsi que ceux des rigidités sont proches de ceux précédemment obtenus pour les variations de la productivité du travail. Il en est de même pour l'impact potentiel d'une variation du taux d'utilisation des capacités de production. Par contre, les effets estimés d'une variation du taux d'emploi ou de la durée du travail changent logiquement de signe : compte tenu des rendements décroissants du taux d'emploi et de la durée du travail, une augmentation (diminution) de l'une de ces grandeurs élève (abaisse) d'une quantité moindre le PIB par habitant en abaissant (élevant) la productivité horaire du travail. Enfin, la concurrence bancaire, si elle est mesurée par la variable de concentration bancaire (les autres variables envisagées n'aboutissant pas à des effets significativement non nuls) semble influencer la croissance du PIB par habitant, ce dernier étant d'autant plus faible que la concentration bancaire est élevée (Colonne [7]). Ce résultat doit cependant être considéré avec prudence, car les effets estimés du pourcentage de personnes diplômées du supérieur sont alors modifiés et ne paraissent pas significativement non nuls, mais par ailleurs, le nombre d'observations sur lesquelles l'estimation est réalisée est nettement plus faible que celui des précédentes estimations (compte tenu de la disponibilité sur un nombre plus limité de pays de la mesure de la concentration bancaire) ce qui affaiblit la pertinence de la comparaison.

Tableau 2

Résultats d'estimations complémentaires : changement de la définition de la frontière technologique, et estimations sur la durée du travail et le PIB par habitant
Méthode des variables instrumentales

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Variable Expliquée	Δpgf	Δpgf	Δph	Δph	Δpph	Δpph	Δpph
Seuil de frontière technologique x	78 %	78 %	80 %	80 %	80 %	80 %	80 %
SUP	-0,0190 (0,0476)		-0,0142 (0,0243)		-0,0107 (0,0183)		-0,0821 (0,0629)
SUP * I _{x%}	0,0954 (0,0206)	0,0936 (0,0199)	0,0454 (0,0125)	0,0446 (0,0123)	0,0295 (0,0098)	0,0286 (0,0097)	0,0154 (0,0098)
LPE * RMB ₋₂	0,0041 (0,0011)	0,0043 (0,0010)	0,0012 (0,0005)	0,0013 (0,0005)	0,0016 (0,0003)	0,0017 (0,0004)	0,0006 (0,0005)
LPE * RMB ₋₂ * I _{x%}	-0,0052 (0,0013)	-0,0052 (0,0013)	-0,0019 (0,0007)	-0,0018 (0,0007)	-0,0022 (0,0005)	-0,0022 (0,0005)	-0,0009 (0,0005)
CONCEN ₋₁							-0,0349 (0,0231)
ΔTE	-0,5240 (0,1790)	-0,5038 (0,1706)	-0,4562 (0,0888)	-0,4437 (0,0851)	0,3649 (0,0613)	0,3711 (0,0602)	0,5551 (0,1032)
Δh	-0,5201 (0,2075)	-0,5203 (0,2061)	-0,4841 (0,1151)	-0,4830 (0,1136)	0,2249 (0,0822)	0,2250 (0,0819)	0,2462 (0,131)
ΔTUC	0,4039 (0,0616)	0,4023 (0,0610)	0,2014 (0,0330)	0,2013 (0,0325)	0,1642 (0,0240)	0,1644 (0,0239)	0,0880 (0,0324)
Constante	-0,0009 (0,0127)	-0,0057 (0,0046)	0,0076 (0,0066)	0,0039 (0,0024)	0,0046 (0,0048)	0,0021 (0,0019)	0,0434 (0,0230)
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
P-value du test : [SUP] + [SUP * I _{x%}] = 0	11%		23%		33%		26%
P-value du test : [LPE * RMB ₋₂] + [LPE * RMB ₋₂ * I _{x%}] = 0	11 %	10 %	8 %	8 %	7 %	8 %	63%
Test de Davidson-McKinnon							
Statistique	5,1282	6,4141	10,9027	13,5645	3,8030	4,7361	3,6734
p-value	2,3e-04	0,000085	4,2.e-09	1,3.e-09	0,0027	0,0012	0,0028
Test de Sargan							
Statistique	7,585	7,829	28,663	29,652	21,190	21,621	3,005
p-value	0,2701	0,3479	3,6e-04	5,0e-04	0,0035	0,0057	0,8083
Nombre d'observations	178	178	198	198	215	215	112

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type.

Liste des instruments :

Colonne [1] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{78%} ;

Colonne [2] : Δh ; ΔTUC ; (Δh)₋₂ ; ΔTE_{-1} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{78%} ;

Colonne [3] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMBRMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; $\Delta\Delta\Delta ph$;

Colonne [4] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; $\Delta\Delta\Delta ph$;

Colonne [5] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET ; $\Delta\Delta\Delta ph$;

Colonne [6] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET ; $\Delta\Delta\Delta ph$;

Colonne [7] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SUP₋₂ ; CONCEN₋₄ ; RDE ; DET*I_{80%} ; Δpph ;
1 ; NET₋₂.

C – Estimations réalisées sur les sous-composantes des rigidités sur les marchés des biens et du travail

Les précédentes régressions mobilisent les indicateurs agrégés de rigidités sur les marchés de biens et du travail construits par l'OCDE. Il paraît pertinent de reproduire ces estimations sur les différentes composantes de ces deux indicateurs synthétiques, afin d'apprécier leur influence respective sur la croissance de la PGF. Concernant l'indicateur de rigidités sur le marché des biens (RMB), quatre composantes sont distinguées : les barrières à l'entrée (ENT), la structure du marché (STR), la part du secteur public (PUB), et l'intégration verticale (INT). Concernant l'indicateur de rigidités sur le marché du travail (LPE), deux composantes sont distinguées : la réglementation protectrice des emplois en CDI (REG) et la réglementation protectrice des emplois temporaires (TEMP). Ainsi, la spécification précédemment estimée sur les indicateurs synthétiques (et dont les résultats sont reportés à la colonne [5] du Tableau 1) est maintenant estimée sous la même forme en substituant successivement à chacun des deux indicateurs synthétiques ses différentes composantes respectives.

Les résultats de ces estimations sont reportés dans le Tableau 3 et leurs principaux enseignements sont les suivants :

-Les résultats d'estimation sont globalement très stables sur chacune des quatre composantes concernant le marché des biens (colonnes [1] à [4]) et sur les deux composantes concernant le marché du travail (colonnes [5] et 6)). Compte tenu de la forte corrélation entre les différentes composantes de chaque indicateur synthétique, ce résultat ne doit cependant pas s'interpréter trop rapidement comme l'expression d'une influence de même nature de chacune des différentes formes de rigidités représentées par ces composantes : il peut seulement résulter de biais de spécification liés à cette forte corrélation ;

-Concernant les rigidités sur le marché des biens, la seule composante avec laquelle apparaîtrait un effet favorable des rigidités sur la croissance de la PGF dans les pays éloignés de la frontière technologique est celle des barrières à l'entrée (colonne [1]). Les rigidités gardent alors un impact estimé significativement défavorable sur la croissance de la PGF dans les pays proches de la frontière. Notons que c'est sur cette composante de l'indicateur de rigidités sur le marché des biens que les résultats d'estimation obtenus sont statistiquement les plus satisfaisants. Pour les trois autres composantes, les rigidités n'auraient pas d'impact significatif sur la croissance de la PGF des pays éloignés de la frontière mais aussi sur celle des pays proches de la frontière (colonnes [2] à [4]). Ce résultat est important : il suggère une faible influence de la structure de marché, de la part du secteur public et de l'importance de l'intégration verticale sur la croissance de la PGF et la pertinence de politiques de barrière à l'entrée pour dynamiser la PGF. Les pays éloignés de la frontière technologique auraient ainsi intérêt, pour faciliter leur rattrapage, à protéger leurs firmes par des barrières à l'entrée tandis que les pays proches de la frontière technologique devraient au contraire réduire ces barrières pour conserver cette situation performante et demeurer dans le groupe des pays bénéficiant des niveaux les plus élevés de productivité.

Le principal résultat ici obtenu, à savoir le rôle plus nettement affirmé de la composante 'barrière à l'entrée' parmi celles de l'indicateur de rigidités sur le marché des biens est cohérent avec les résultats de l'analyse de Nicoletti et Scarpetta (2003).

Tableau 3

Décomposition des indicateurs de rigidités de marché.**Résultats d'Estimations par la méthode des Variables Instrumentales**Variable expliquée : Δpgf

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
	RigB=ENT RigT=LPE	RigB=STR RigT=LPE	RigB=PUB RigT=LPE	RigB=INT RigT=LPE	RigB=RMB RigT=REG	RigB=RMB RigT=TEMP
SUP	-0,0524 (0,0489)	-0,0575 (0,0457)	-0,0631 (0,0442)	-0,0794 (0,0432)	-0,0428 (0,0594)	-0,0306 (0,0434)
SUP * I _{80%}	0,0635 (0,0192)	0,0617 (0,0226)	0,0673 (0,0240)	0,0723 (0,0268)	0,1062 (0,0298)	0,0734 (0,0228)
RigT * RigB ₋₂	0,0013 (0,0008)	0,0005 (0,0007)	0,0009 (0,0009)	0,0005 (0,0007)	0,0027 (0,0013)	0,0025 (0,0228)
RigT * RigB ₋₂ * I _{80%}	-0,0022 (0,0009)	-0,0013 (0,0008)	-0,0019 (0,0010)	-0,0020 (0,0011)	-0,0045 (0,0016)	-0,0035 (0,0014)
ΔTE	-0,3775 (0,1561)	-0,3477 (0,1548)	-0,3700 (0,1521)	-0,3743 (0,1550)	-0,5026 (0,1807)	-0,5189 (0,1928)
Δh	-0,5609 (0,1967)	-0,5384 (0,1916)	-0,5925 (0,2030)	-0,5320 (0,2088)	-0,5798 (0,2205)	0,6292 (0,2321)
ΔTUC	0,3371 (0,0527)	0,3313 (0,0515)	0,3358 (0,0524)	0,3376 (0,0534)	0,4092 (0,0642)	0,3982 (0,0670)
Constante	0,0161 (0,0126)	0,0201 (0,0142)	0,0204 (0,0124)	0,0265 (0,0122)	0,0089 (0,0176)	0,0092 (0,0104)
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui
P-value du test : [SUP] + [SUP * I _{80%}] = 0	82%	92%	92%	73%	30%	34%
P-value du test : [RigT * RigB ₋₂] + [RigT * RigB ₋₂ * I _{80%}] = 0	14%	34%	23%	25%	14%	11%
Test de Davidson-McKinnon						
Statistique	2,9173	1,9097	2,2684	2,4673	4,3721	3,1928
p-value	0,015	0,0954	0,0501	0,0348	0,0009	0,0091
Test de Sargan						
Statistique	22,427	25,920	23,830	23,065	12,931	15,157
p-value	0,0042	0,0011	0,0024	0,0105	0,0738	0,034
Nombre d'observations	189	189	189	189	178	178

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type.

Liste des instruments :Colonne [1] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; ENT₋₄ ; LPE₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;Colonne [2] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; STRUCT₋₄ ; LPE₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;Colonne [3] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; PUB₋₄ ; LPE₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ;Colonne [4] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; INT₋₄ ; LPE₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; Δpgf_{-1} ;
(LPE*INT₋₂)₋₂ ;Colonne [5] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; (REG*RMB₋₂)₋₂ ;Colonne [6] : Δh ; ΔTUC ; Δh_{-2} ; ΔTE_{-1} ; ΔTE_{-2} ; PTIC ; INV ; TY ; PAT ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; (TEMP*RMB₋₂)₋₂ .**D – La production et la diffusion des technologies de l'information et de la communication**

Comme indiqué plus haut, les effets des rigidités ou du niveau de formation de la population en âge de travailler sur la croissance de la PGF peuvent être directs mais aussi transiter par les TIC, tant en termes de production que d'utilisation comme facteur de production. Les mesures du prix des investissements, en particulier en TIC, s'efforcent de prendre en compte les gains en performances intégrées au capital productif fixe : pour une même dépense d'investissement en valeur, une plus grande performance productive d'un bien d'investissement se traduira par un volume plus important et un prix plus bas. Aussi, si la spécification de la fonction de production sous-jacente au calcul de la PGF est le reflet exact de la réalité économique et si l'output et les facteurs de production sont eux-mêmes parfaitement mesurés, alors les gains de PGF sont indépendants de la diffusion des TIC, ce qui n'est bien sûr pas le cas de ceux de la productivité du travail. Mais ces hypothèses sont loin d'être effectivement vérifiées : le volume des facteurs de production n'est qu'imparfaitement mesuré, en particulier du fait de la difficulté d'appréhender statistiquement les gains en performances productives, et la fonction de production sous-jacente au calcul de la PGF comporte inévitablement de multiples erreurs de spécification, en particulier la non prise en compte des effets d'externalités favorables à la productivité associés à l'usage des TIC. En conséquence, si

la diffusion des TIC influence la productivité du travail elle peut également impacter la PGF.

Par ailleurs, de nombreux travaux ont montré par des approches généralement descriptives que la production et la diffusion des TIC sont fortement liées aux rigidités existantes sur les marchés des biens et du travail et à la formation de la population en âge de travailler (Cf. par exemple OCDE, 2002, 2003). En effet, la mobilisation performante des TIC appelle des réorganisations et des formes de flexibilité organisationnelles spécifiques, qui peuvent être bridées par une trop forte réglementation qui par ailleurs, sur le marché des biens, réduit la pression concurrentielle et donc la nécessité d'utiliser les techniques de production les plus performantes dont le contenu en TIC peut être plus important que les autres. D'autre part, l'usage des TIC appelle en moyenne une main d'œuvre plus qualifiée que les autres techniques de production. En conséquence, les effets précédemment estimés de l'influence de la réglementation et de la formation sur les gains de PGF peuvent correspondre à des effets réduits traduisant leur impact direct mais aussi leur impact indirect via la diffusion des TIC.

On a cherché à caractériser les effets de la réglementation et du niveau de formation sur l'importance de la production et de la diffusion des TIC. Deux variables de diffusion des TIC sont retenues : le taux d'investissement en TIC mesuré par le rapport des dépenses d'investissement en TIC sur le PIB (ITIC) et la part des TIC dans l'investissement (PTICI). L'indicateur retenu de production de TIC est la part de la production de TIC dans le PIB (PTIC). Dans la spécification estimée, chacune de ces trois variables est expliquée par la part de diplômés du supérieur et les rigidités croisées sur le marché des biens et du travail, ces variables étant éventuellement croisées avec la proximité par rapport à la frontière technologique. Sont également retenues comme variables explicatives l'indicateur de taux d'utilisation des capacités de production qui devrait logiquement influencer (par un effet d'accélérateur) la diffusion des TIC et alternativement les différentes variables de rigidités sur la marché des capitaux.

Les résultats des estimations réalisées sont résumés dans le Tableau 4 dont les principaux enseignements sont les suivants :

- Le niveau de formation supérieure de la population en âge de travailler n'influence pas significativement la diffusion et la production de TIC dans les pays éloignés de la frontière technologique. Pour les pays proches de la frontière, l'influence est significative et favorable, tant sur la production que sur la diffusion ;
- Les rigidités croisées sur les marchés de biens et du travail influencent significativement et négativement la production et la diffusion des TIC, cet effet étant plus important pour les pays proches de la frontière technologique que pour les autres ;
- Les tensions sur l'utilisation du capital appréhendées par le taux d'utilisation des capacités de production influence significativement et positivement la diffusion des TIC, ce qui paraît assez logique, mais pas l'importance de la production de TIC ;
- Parmi les différentes variables de concurrence sur le marché des capitaux qui ont été prises en compte comme variables explicatives, la seule dont le coefficient estimé apparaît significatif et du signe attendu est la variable de concentration du secteur bancaire (CONCEN). Pour autant, l'interprétation de cet effet est délicate : de nombreuses études sur données sectorielles ont montré que le secteur bancaire est l'un de ceux qui recourt le plus aux TIC. On ne peut complètement exclure que le coefficient significatif de cette variable traduit au moins en partie un effet spécifique des investissements en TIC de ce secteur² plutôt qu'un effet plus général.

Les résultats qui viennent d'être commentés sont cohérents avec ceux obtenus par Gust et Marquez (2002, 2004), qui estiment une relation assez proche de celle ici retenue, sur un panel plus étroit de pays et par les MCO.

² Par exemple : plus cette activité est concentrée et moins la pression concurrentielle y est forte et en conséquence moins les investissements en TIC de ce secteur sont importants.

Tableau 4
Technologie de l'information et de la communication
Résultats d'Estimations par la Méthode des Variables Instrumentales

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Variable Expliquée	ITIC	ITIC	PTICI	PTICI	PTIC	PTIC
SUP	-0,0127 (0,0257)	-0,0139 (0,0275)	-0,1690 (0,1397)	-0,1727 (0,1424)	-0,0544 (0,0379)	-0,0503 (0,0362)
SUP * I _{x%}	0,0134 (0,0044)	0,0167 (0,0004)	0,0759 (0,0240)	0,0867 (0,0240)	0,0165 (0,0070)	0,0165 (0,0068)
LPE * RMB ₋₂	-0,0003 (0,0002)	-0,0005 (0,0002)	-0,0022 (0,0010)	-0,0028 (0,0010)	-0,0006 (0,0003)	-0,0007 (0,0002)
LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}	-0,0003 (0,0002)	-0,0004 (0,0002)	-0,0018 (0,0009)	-0,0020 (0,0010)	-0,0005 (0,0003)	-0,0005 (0,0003)
CONCEN ₋₁	-0,0168 (0,0060)	-0,0116 (0,0063)	-0,1038 (0,0327)	-0,0871 (0,0326)	-0,0303 (0,0074)	-0,0294 (0,0072)
TUC	0,0006 (0,0002)		0,0021 (0,0008)		0,0002 (0,0002)	
Constante	-0,0115 (0,0155)	0,0404 (0,0093)	0,1113 (0,0844)	0,2805 (0,0484)	0,0685 (0,0238)	0,0870 (0,0113)
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui	oui	oui
P-value du test : [SUP] + [SUP * I _{80%}] = 0	98%	92%	49%	53%	30%	33%
P-value du test : [LPE * RMB ₋₂] + [LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}] = 0	1%	1%	1%	1%	1%	1%
Test de Davidson-McKinnon						
Statistique	4,1325	3,8898	2,7411	2,6753	2,9086	3,7227
p-value	0,0018	0,0027	0,0225	0,0253	0,0168	0,0038
Test de Sargan						
Statistique	18,865	33,170	28,581	33,924	7,942	7,597
p-value	0,002	9,7e-06	2,8e-05	7,0e-06	0,1595	0,2691
Nombre d'observations	138	138	138	138	135	136

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type.

Liste des instruments :

Colonne [1] : TUC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂ ;
Colonne [2] : TUC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂ ;
Colonne [3] : TUC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂ ;
Colonne [4] : TUC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂ ;
Colonne [5] : TUC ; INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂ ;
Colonne [6] : INV ; TY ; PAT ; (LPE*RMB₋₂)₋₂ ; (LPE*RMB₋₂*I_{80%})₋₂ ; SEC₋₂ ; SUP₋₂ ; RDE ; DET*I_{80%} ; CONCEN₋₂.

V.Remarques conclusives

Les principaux résultats originaux obtenus dans la présente analyse, cohérents avec les travaux synthétisés par Aghion et Howitt (2006), sont la caractérisation des effets du niveau de formation de la population en âge de travailler et des rigidités sur les marchés des biens et du travail sur la croissance de la PGF :

-Pour les pays proches de la frontière technologique, ces effets sont très importants. Concernant les rigidités, une interaction entre celles qui s'exercent sur les deux marchés ressort nettement, les meilleurs résultats d'estimations étant obtenus avec un décalage de deux années des rigidités sur le marché des biens. Ces résultats, cohérents avec la modélisation théorique proposée, confirment également ceux de précédentes analyses, comme celle de Blanchard et Giavazzi (2003). Le fort impact du niveau d'éducation tertiaire et des rigidités sur la croissance de la PGF traduit à la fois une influence directe et un effet transitant indirectement par la diffusion des TIC. Enfin, concernant le marché des biens, la composante 'barrières à l'entrée' paraît avoir une influence prépondérante ;

-Pour les pays éloignés de la frontière technologique, les résultats des estimations réalisées indiquent que le niveau de formation tertiaire de la population en âge de travailler et les rigidités sur les marchés de biens et du travail n'ont pas nécessairement une influence significative sur la croissance de la PGF.

Par ailleurs, les variations du taux d'emploi, de la durée du travail et du taux d'utilisation des capacités de production influencent la PGF avec des rendements décroissants. Ce volet de nos résultats est cohérent avec ceux de Bourlès et Cette (2006, 2007).

Les potentialités d'accélération de la PGF dans de nombreux pays européens sont, selon les résultats de la présente étude, considérables. Ainsi, par exemple, pour la France, le rattrapage du niveau des Etats-Unis concernant la formation tertiaire de la population en âge de travailler et le niveau des rigidités croisées sur les marchés des biens et du travail permettrait un gain de croissance annuelle de la PGF d'environ 1 point et 0,4 point. Ces chiffres peuvent paraître élevés, mais ils sont cohérents avec ceux d'autres études. Selon Nicoletti et Scapetta (2003), dont l'analyse traite aussi d'estimations réalisées sur des panels de pays, le rattrapage du niveau des Etats-Unis pour les seules rigidités sur le marché des biens procurerait pour la France un gain de croissance annuelle de la PGF d'environ 0,6 point. D'autres évaluations, basées sur des calibrations de modèles DSGE, aboutissent également à des effets importants des rigidités sur le marché des biens (pour une synthèse, Cf. de Bandt et Vigna, 2007).

Les résultats ici présentés doivent être considérés avec la prudence d'usage. Ils sont issus d'estimations inévitablement fragiles réalisées sur des panels étroits de pays industrialisés. Mais ils témoignent cependant des gains importants de croissance de la productivité, et donc de croissance potentielle, que certains pays industrialisés, principalement européens et parmi lesquels la France, pourraient attendre de la mise en œuvre de réformes ambitieuses visant à élever le niveau de formation de la main d'œuvre en âge de travailler et à réduire les rigidités sur les marchés des biens et du travail.

Références bibliographiques citées dans le texte

- P. Aghion et P. Howitt [2006]** : "Joseph Shumpeter Lecture – Appropriate Growth Policy : A Unifying Framework", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 4, Issue 2-3, April-May ;
- B. Amable et D. Gatti [2006]** : "Labor and product Market Reforms : Questioning Policy Complementarity", *Industrial and Corporate Change*, 15, No.1, 101-122 ;
- O. de Bandt et O. Vigna [2007]** : « L'impact macroéconomique des réformes structurelles », à paraître, *Bulletin de la Banque de France* ;
- A. Bassanini et E. Ernst [2002]** : "Labor Market Institutions, Product Market Regulation, and Innovation: Cross-Country Evidence", *OECD Economics Department Working Papers* No. 316.
- O. Blanchard, [2005]** : "European Unemployment: the evolution of fact and ideas", *NBER Working Paper* 11750, Cambridge Mass ;
- O. Blanchard et F. Giavazzi [2003]** : "Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets", *Quarterly Journal of Economics*, August, 879-907;
- R. Bourlès et G. Cette [2006]** : "A comparison of structural productivity levels in the major industrialised countries", *OECD Economic Studies*, n°41 96–138.
- R. Bourlès et G. Cette [2007]** : « Trends in Structural Productivity Levels in the Major Industrialized Countries », *Economic Letters* vol. 95.
- Conway, P., D. De Rosa, G. Nicoletti et F. Steiner [2006]** : « Deregulation, competition and productivity convergence », *OECD Economics Department Working Paper* n°509.
- N. Crafts [2006]** : "Regulation and productivity performance", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 22, n° 2 ;
- A. Glazer et V. Kannianen [2002]** : "The Effects of Employment Protection on the Choice of Risky Projects," *CESifo Working Paper* ;
- C. Gust et J. Marquez [2002]** : « International Comparisons of Productivity Growth : The Role of Information Technology and Regulation Practices », mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, n° 727, mai ;
- C. Gust et J. Marquez [2004]** : « International Comparisons of Productivity Growth : The Role of Information Technology and Regulatory Practices », *Labour Economics*, vol. 11 ;
- J. Høj, V. Galasso, G. Nicoletti et T. Thanh Dang [2006]** : "The political economy of structural reform. Evidence from OECD countries", *miméo OCDE* ;
- S. Kessing, [2006]** : "Employment Protection and Product Market Competition", *Scandinavian Journal of Economics* ;
- W. Koeniger [2002]** : "Employment protection, product market competition and growth", *IZA Discussion Paper* No. 554 ;
- W. Koeniger et A. Vindigni [2003]** : "Employment Protection and Product Market Regulation", *IZA Discussion Papers* 880, Institute for the Study of Labor ;
- G. Nicoletti et S. Scapetta [2005]** : « Regulation and Economic Performance : Product Market Reforms and Productivity in the OECD », *OECD Economic Department Working Paper*, n° 460 ;
- OCDE [2002]** : « Measuring the Information Economy », mimeo ;
- OCDE [2003b]** : « ICT and Economic Growth » ;
- OCDE [2004]** : "Perspectives de l'emploi", Chapitre 2 : "Réglementation relative à la protection de l'emploi et performance du marché du travail";

- M. J. Orszag et D. J. Snower [1999]** : "Anatomy of Policy Complementarities," IZA Discussion Papers 41, Institute for the Study of Labor ;
- G. Saint-Paul [1997]** : "Is labour rigidity harming Europe's competitiveness? The effect of job protection on the pattern of trade and welfare", *European Economic Review*, 41, 499-506 ;
- G. Saint-Paul [2002]** : "Employment protection, international specialization and innovation", *European Economic Review*, 46, 375-395.

-Annexe 1**Démonstration de la proposition**

Le nombre de firmes innovantes est égal à :

$$I(\pi_0, f) = q.v = m(u, v) = \frac{m(u, v)P}{uP + (1-u)P} = \frac{m(u, v)P}{uP + v - u}$$

En divisant par v le numérateur et le dénominateur on obtient :

$$I(\pi_0, f) = \frac{m(z, 1)P}{zP + 1 - z}$$

En remplaçant P par sa valeur :

$$I(\pi_0, f) = m(z, 1) \frac{[(1-z)\pi_1 - \pi_0 - f]}{z(1-z)\pi_1 - z\pi_0 - fz + (1-z)}$$

Soit encore :

$$I(\pi_0, f) = \frac{1}{z} m(z, 1) \left(1 - \frac{1-z}{z(1-z)\pi_1 - z\pi_0 - fz + 1-z} \right)$$

Sachant que $I(\pi_0, f) = q.v = m(z, 1).v$, on peut isoler v :

$$v = \frac{1}{z} \left(1 - \frac{1-z}{z(1-z)\pi_1 - z\pi_0 - fz + 1-z} \right)$$

D'où :

$$\frac{\partial v}{\partial \pi_0} = - \frac{(1-z)}{[z(1-z)\pi_1 - z\pi_0 - f.z + (1-z)]^2}$$

et la dérivé croisée

$$\frac{\partial^2 v}{\partial f \partial \pi_0} = - \frac{2z(1-z)}{\{z[(1-z)\pi_1 - \pi_0 - f] + (1-z)\}^3}$$

Comme $z \in]0, 1[$ et $(1-z)(\pi_1 - \pi_0) - f > 0$, $\partial^2 v / (\partial f \partial \pi_0)$ est bien négatif.

CQFD.

Annexe 2
Les données mobilisées

Tableau A2. 1 - Sources et définition des variables mobilisées

Variabiles	Description	Sources	Moyennes sur l'échantillons de 178 observations (régressions 5 et 6 du tableau 1)	Ecarts types sur l'échantillons de 178 observations (régressions 5 et 6 du tableau 1)
Δ pgf	Taux de croissance de la Productivité Multi-Factorielle (indice)	OCDE Base de Données Productivité	0,0118	0,0129
Δ ph	Taux de croissance du PIB par Heure Travaillée	OCDE Base de Données Productivité	0,0085	0,0061
Δ pph	Taux de croissance du PIB par Habitant	Groningen Total Economy Database	0,0090	0,0071
CONCEN	Indicateur de concentration bancaire	Banque mondiale Données sur la structure financière (Financial Structure dataset)	0,6891	0,1904
DETTE	Dette Publique (en % du PIB)	OCDE Perspectives Economiques	0,7225	0,3034
ENT	Réglementation à l'entrée	OCDE Base de Données Réglementations Internationales	3,1787	1,4934
H	Durée Annuelle Moyenne du Travail des Employés (en heure)	OCDE Statistiques du Marché du Travail	1680,6865	175,0655
$I_x\%$ ³	Variable Indicatrice de Frontière Technologique	OCDE Base de Données Productivité (+ calculs Bourlès et Cette (2006,2007))	$x=80\%$: 0,5393	0,4999
INT	Intégration verticale	OCDE Base de Données Réglementations Internationales	4,2287	1,4547
INV	Part de l'Investissement Total (en valeur) dans le PIB	OCDE Perspectives Economiques	0,2002	0,0645
ITIC	Investissement en Technologies de l'Information et de Communication (en % du PIB)	1 - OCDE Statistiques du Marché du Travail 2 - Groningen Total Economy Database	0,1669	0,0163
LPE ⁴	Législation sur la Protection de l'Emploi	OCDE Perspectives de l'Emploi	1,9828	0,9351
NET	Marge d'Intérêt Nette	Banque mondiale Données sur la structure financière (Financial Structure dataset)	0,0264	0,0104
PAT	Part des 25-54 ans dans la Population Active	1 - OCDE Statistiques du Marché du Travail	0,6417	0,0216
PPH	PIB par Habitant	Groningen Total Economy Database	26558,7139	3053,1712
PTIC	Production de TIC (en % du PIB)	OCDE Base de Données STAN	0,0519	0,0161
PTICI	Part des TIC dans l'investissement	OCDE Base de Données Productivité	0,0255	0,0073
PUB	Indicateur de l'importance du secteur public	OCDE Base de Données Réglementations Internationales	3,4558	1,3543

³ Cette variable prend la valeur 1 si le pays concerné présente une productivité *structurelle* supérieure à $x\%$ de celle des Etats-Unis, 0 sinon.

⁴ Indicateur composite, calculé par l'OCDE, du niveau de rigidités dans la législation sur la protection de l'emploi. Pour plus de détails, Cf. OCDE (2004).

RD	Dépenses Domestiques Brutes en R&D (en % du PIB)	OCDE Principaux Indicateurs de la Science et de la Technologie	0,0197	0,7069
RDE	Dépenses R&D des Entreprises Privées (en % du PIB)	OCDE Principaux Indicateurs de la Science et de la Technologie	0,0125	0,0059
REG	Législation sur la protection de l'emploi des contrats standards	OCDE Perspectives de l'Emploi	1,9766	0,7147
RMB ⁵	Réglementation des Marchés de Bien	OCDE Base de Données Réglementations Internationales	3,4243	1,1659
SEC	Part de la Population ayant un Diplôme d'Etudes Secondaires	D. Cohen et M. Sotto (2001) Base de Données Education OCDE Base de Données UNESCO	0,6191	0,1171
STR	Indicateur de la structure de marché	OCDE Base de Données Réglementations Internationales	4,4058	1,2563
SUP	Part de la Population ayant un Diplôme d'Etudes Supérieure	D. Cohen et M. Sotto (2001) Base de Données Education OCDE Base de Données UNESCO	0,1862	0,0719
TE	Taux d'Emploi	OCDE Statistiques du Marché du Travail	0,6578	0,0764
TEMP	Législation sur la protection de l'emploi des contrats temporaires	OCDE Perspectives de l'Emploi	1,9955	1,4181
TPO	Recettes totales du gouvernement (en % du PIB)	OCDE, Perspectives Economiques	0,4435	0,0796
TUC	Taux d'Utilisation des Capacités de Production	OCDE Principaux Indicateurs Economiques (harmonisés par les auteurs)	0,8464	0,0191
TY	Années d'Etudes Effectuées	D. Cohen et M. Sotto (2001) Base de Données Education OCDE Base de Données UNESCO	11,4864	1,1874

⁵ Indicateur composite, calculé par l'OCDE, du niveau de rigidités sur le marché des biens dans sept industries non-manufacturières : gaz, électricité, postes, télécommunications (fixes et mobiles), transports aériens, ferrés et routiers (privé+fret). Source: Conway et al., 2006.

Tableau A2.2 - Eléments de statistique descriptive sur les variables utilisées

Variables	Moyennes sur l'échantillons de 178 observations (régressions 5 et 6 du tableau 1)	Ecarts types sur l'échantillons de 178 observations (régressions 5 et 6 du tableau 1)
Δpgf	0,0118	0,0129
Δph	0,0085	0,0061
Δpph	0,0090	0,0071
LPE * RMB	7,3423	5,1313
	[différent de moyenne(LPE)*moyenne (RMB) du fait des données manquantes]	
LPE * RMB ₋₂	8,1698	5,3876
ΔTE	0,0035	0,0100
Δh	-0,0018	0,0046
ΔTUC	-0,0007	0,0165

Annexe 3

Les résultats d'estimations par la méthode des MCO

La première étape des estimations de la relation (1) a été réalisée par la méthode de simples moindres carrés ordinaires (MCO). De nombreux indicateurs ont été alternativement pris en compte comme variables explicatives de la croissance de la PGF. On ne présente ici que les estimations sur les variables les plus pertinentes. La liste des variables explicatives non significatives est évoquée dans la présentation des estimations par la méthode des variables instrumentales.

Les estimations de la relation (1) par la méthode des MCO aboutissent aux résultats suivants (Tableau A3-1) :

-Les coefficients estimés des variables de variation du taux d'emploi (ΔTE), de la durée du travail (Δh) ou du taux d'utilisation des capacités de production (ΔTUC) ont bien le signe attendu. Pour autant, le coefficient estimé de la variation du taux d'emploi est faible et non significativement différent de zéro, à l'exception de la relation estimée avec un terme auto-régressif (colonne 7). Le coefficient estimé de la variation de la durée du travail est toujours élevé (en valeur absolue) et la décroissance des rendements de la durée du travail qu'il suggère n'apparaît pas crédible ;

-Le coefficient estimé de la variable d'enseignement supérieur (SUP) et celui de la variable d'enseignement supérieur pour les seules observations proches de la frontière technologique ($SUP * I_{80\%}$) sont généralement non significativement différent de zéro. De plus, le coefficient associé à l'enseignement supérieur⁶ est toujours négatif, c'est-à-dire à l'opposé de celui attendu ;

-Lorsque les variables de rigidités ne sont pas croisées (colonnes 1 et 2), l'effet global des rigidités sur le marché des biens⁷ serait toujours positif, ce qui apparaît à nouveau contre intuitif. Par contre, le signe de l'effet potentiel des rigidités sur le marché du travail est toujours négatif, comme attendu. Mais lorsqu'on distingue les pays éloignés et ceux proches de la frontière technologique (par la présence simultanée des variables LPE et $LPE * I_{80\%}$), l'importance de l'effet potentiel estimé des rigidités est systématiquement plus faible pour les pays proches de la frontière technologique que pour les autres. A nouveau, ce résultat ne semble pas en ligne avec des travaux antérieurs ;

-Lorsque les variables de rigidités sont croisées (colonnes 3 à 5), il apparaît tout d'abord que les coefficients sont significatifs si la variable de rigidités sur le marché des biens est retardée de deux années (colonne 5), ce qui est cohérent avec les développements théoriques précédents. L'effet croisé des rigidités serait défavorable, et lorsque cet effet est différencié pour les observations éloignées et proches de la frontière technologique (par la présence simultanée des variables $LPE * RMB_{-2}$ et $LPE * RMB_{-2} * I_{80\%}$), il n'apparaît pas significativement différent pour les deux types d'observations (colonne 5). Mais l'effet croisé estimé des rigidités n'est pas significativement non nul si la variable d'enseignement supérieur (SUP) est omise (colonne 6), ce qui témoigne d'une forte simultanéité entre ces deux types de variables. Enfin, la présence d'un terme auto-régressif dans l'estimation aboutit à rendre non significativement non nuls les coefficients des variables de rigidités et d'enseignement supérieur (colonne 7) ;

La littérature économique à laquelle les résultats qui viennent d'être commentés peuvent être comparés est assez étroite (pour une synthèse, Cf. Crafts, 2006). Les estimations réalisées par Gust et Marquez (2002, 2004) sur un panel de 13 pays et sur la période 1992-1999 par la méthode des MCO expliquent la croissance de la productivité du travail et non celles de la PGF comme ici. Les estimations réalisées par Nicoletti et Scarpetta (2003) par la méthode des MCO sur un panel de secteurs-pays aboutissent également à un fort effet des régulations, mais seules les régulations sur le marché des biens y sont prises en comptes.

Au total, ces estimations basées sur les MCO aboutissent à plusieurs résultats surprenants qui peuvent notamment être liés à des idiosyncrasies des pays de notre panel. Il convient donc d'utiliser d'autres méthodes économétriques. C'est ce qui est fait dans le texte par le recours à la méthode des variables instrumentales.

⁶ Cet effet global correspond au coefficient de la seule des deux variables présente dans l'estimation ou de la somme des coefficients des deux variables lorsqu'elles sont simultanément présentes.

⁷ Cet effet global correspondant au coefficient de la variable de rigidités sur le marché des biens présente dans l'estimation (RMB) ou de la somme des coefficients des deux variables de rigidités sur le marché des biens (RMB et $RMB * I_{80\%}$) lorsqu'elles sont simultanément présentes.

Tableau A3-1

Résultats d'Estimations de la relation (1) par la Méthode des Moindres Carrés Ordinaires.

Variable Expliquée : Δpgf

Variables explicatives	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]
Δpgf_{-1}							0,3828 (0,0574)
SUP	-0,0248 (0,0154)	-0,0349 (0,0177)	-0,0339 (0,0176)	-0,0418 (0,0174)	-0,0459 (0,0174)		
SUP * I _{80%}		0,0116 (,0,1480)	0,0134 (0,0118)	0,0033 (0,0118)	0,0049 (0,0120)	-0,0090 (0,0109)	-0,0078 (0,0101)
LPE	-0,0041 (0,0011)	-0,0047 (0,0012)	-0,0016 (0,0030)				
LPE * I _{80%}		0,0008 (0,0021)					
RMB	0,0022 (0,0090)	0,0023 (0,0011)	0,0037 (0,0018)				
RMB * I _{80%}		-0,0005 (0,0014)					
LPE * RMB			-0,0007 (0,0007)	-0,0005 (0,0002)			
LPE * RMB * I _{80%}			-0,00005 (0,0002)	0,0002 (0,0002)			
LPE * RMB ₋₂					-0,0057 (0,0002)	-0,0002 (0,0002)	-0,0003 (0,0002)
LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}					0,0001 (0,0002)	0,0002 (0,0002)	0,0002 (0,0002)
ΔTE	-0,0757 (0,0858)	-0,0870 (0,0879)	-0,1007 (0,0876)	-0,0841 (0,0898)	-0,0941 (0,0922)	-0,0593 (0,0924)	-0,1746 (0,0868)
Δh	-0,9649 (0,1880)	-0,9512 (0,1895)	-0,9426 (0,1891)	-0,9276 (0,1942)	-0,9455 (0,1948)	-0,9743 (0,1970)	-0,8323 (0,1845)
ΔTUC	0,2753 (0,0522)	0,2768 (0,0524)	0,2749 (0,0524)	0,2988 (0,0534)	0,2885 (0,0542)	0,2909 (0,0549)	0,2544 (0,0514)
Constante	0,0168 (0,0058)	0,0183 (0,0062)	0,0126 (0,0084)	0,0226 (0,0042)	0,0238 (0,0043)	0,0137 (0,0020)	0,0091 (0,0020)
P-value du test : [SUP] + [SUP * I _{80%}] = 0		20%	23%	2%	1%		
P-value du test : [LPE] + [LPE * I _{80%}] = 0		4%					
P-value du test : [RMB] + [RMB * I _{80%}] = 0		13%					
P-value du test : [LPE * RMB] + [LPE * RMB * I _{80%}] = 0			31%	12%			
P-value du test : [LPE * RMB ₋₂] + [LPE * RMB ₋₂ * I _{80%}] = 0					6%	80%	77%
R² ajusté	0,2143	0,2097	0,2127	0,1673	0,1739	0,1521	0,2953
Nombre d'observations	234	234	234	234	233	233	224

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients correspondent à leur écart-type.