

# Comportement de demande de TIC : une comparaison internationale

Gilbert Cette, Jimmy Lopez

► **To cite this version:**

Gilbert Cette, Jimmy Lopez. Comportement de demande de TIC : une comparaison internationale. *Economie Internationale*, 2009, 119, pp.83-114. <<https://www.cairn.info/revue-economie-internationale-2009-3-page-83.htm>>. <hal-01247380>

**HAL Id: hal-01247380**

**<https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01247380>**

Submitted on 22 Dec 2015

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

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

## **Comportement de demande de TIC : une comparaison internationale**

Gilbert Cette\* et Jimmy Lopez\*\*

### **Résumé :**

*Cette étude vise à apporter des éléments d'explication empiriques des écarts de diffusion des TIC entre pays industrialisés, en particulier des pays du continent européen, vis-à-vis des Etats-Unis. Les données mobilisées concernent onze pays de l'OCDE : l'Autriche, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, l'Espagne, le Royaume-Uni et les Etats-Unis. Elles sont macroéconomiques, annuelles et portent sur la période 1981-2005.*

*Plusieurs résultats originaux ressortent de l'analyse : (i) l'influence du niveau d'éducation et des rigidités de marchés sur la diffusion des TIC se serait sensiblement modifiée dans le temps. La corrélation de la diffusion des TIC, positive avec le niveau d'éducation et négative avec les rigidités de marchés, est croissante (en valeur absolue) dans le temps pour se stabiliser vers le milieu des années 1990 ; (ii) Les estimations réalisées aboutissent dans tous les pays considérés à une baisse (en valeur absolue) au cours du temps de l'élasticité prix de la demande de TIC. Plus précisément, l'élasticité de substitution des TIC vis-à-vis de l'ensemble des facteurs de production serait proche ou supérieure à 2 au début de la décennie 1980 pour devenir proche de 1 au milieu de la décennie 2000 ; (iii) Elles confirment également une influence (positive) de la proportion de diplômés du supérieur et (négative) des rigidités de marchés sur la diffusion des TIC. Ces effets sont accentués quand la diffusion des TIC est déjà importante.*

**Classification JEL :** E22, O47, O57, R24

**Mots clés :** TIC, investissement, demande de facteurs, productivité

\* : Banque de France et Université de la Méditerranée (DEFI)

\*\* : Banque de France et Université de la Méditerranée (GREQAM)

Les analyses présentées dans cette étude n'engagent que ses auteurs et non les institutions qui les emploient.

## **1. Introduction**

Sur le moyen-terme, les gains de productivité sont fortement liés aux transformations de la combinaison productive liées aux évolutions technologiques et à l'innovation. A ce titre, sur les dernières décennies, la révolution technologique associée à l'émergence et à la diffusion des technologies de l'information et de la communication (TIC par la suite) a apporté une contribution importante aux gains de productivité observés dans les pays industrialisés (voir par exemple, pour une revue de littérature, Cette, Kocoglu et Mairesse, 2008).

Une abondante littérature (par exemple OCDE, 2003) a montré sur les dernières années que le niveau de diffusion des TIC, et en conséquence les effets favorables de cette diffusion sur la productivité, diffèrent grandement entre les principaux pays industrialisés, les Etats-Unis étant le pays où la diffusion serait la plus forte. Cependant, du fait de la difficulté à mobiliser pour cela des données appropriées, peu de modélisations économétriques ont encore été réalisées pour apporter des éléments d'explication aux importants écarts observés de diffusion des TIC entre pays. Ces travaux aboutissent à écarter d'éventuelles différences d'élasticité prix, qui resteraient d'ailleurs à expliquer, des facteurs explicatifs (Cf. Cette, Lopez et Noual, 2004, 2005) et aboutissent à trouver une influence qui serait assez marquée de facteurs comme le niveau d'éducation supérieure de la population en âge de travailler et des rigidités sur les marchés de biens et du travail (Cf. Aghion et alii, 2009). Les résultats et les enseignements de ces premières analyses restent cependant à conforter et approfondir. Tel est l'objet de la présente étude.

L'analyse empirique ici proposée vise donc à apporter des éléments d'explication des écarts de diffusion des TIC entre pays industrialisés, en particulier des pays du continent européen, parmi lesquels la France, vis-à-vis des Etats-Unis. Elle se situe dans le prolongement des précédentes analyses qui viennent d'être rappelées.

Les données mobilisées pour cette analyse empirique concernent onze pays de l'OCDE : l'Autriche, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, l'Espagne, le Royaume-Uni et les Etats-Unis. Elles sont annuelles et portent sur la période 1981-2005. Les données initiales sont essentiellement reprises de la base EU-KLEMS et des bases de l'OCDE. Certaines variables, comme les indices de prix de l'investissement (qui permettent le calcul du volume de l'investissement), le capital productif et le coût d'usage du capital ont fait l'objet d'une évaluation spécifique par pays et produit, sur la base d'hypothèses de calcul communes aux différents pays pour chaque produit. Ces données sont détaillées dans l'Annexe A de Cette et Lopez (2009).

Après avoir fournis de façon descriptive quelques repères empiriques concernant la diffusion des TIC et des principaux facteurs qui semblent influencer cette diffusion (2.), le modèle retenu pour représenter la demande de TIC et des autres facteurs de production considérés est présenté (3.). Les résultats obtenus dans l'estimation économétrique de ce modèle et les enseignements qui en ressortent sont alors commentés (4.) avant de finir par quelques remarques conclusives (5.).

## **2. La diffusion des TIC : quelques repères**

Des écarts importants de diffusion des TIC sont observés entre les pays (2.1.). Le niveau de formation de la population en âge de travailler ainsi que les rigidités de marchés apparaissent comme de bons candidats pour expliquer, au moins en partie, de tels écarts (2.2.).

### **2.1. Les écarts de diffusion des TIC**

Parmi les pays industrialisés considérés, des écarts importants apparaissent concernant la diffusion des TIC appréhendée ici par le taux d'investissement en TIC (Cf. Graphique 1a et 1b) et par le coefficient

de capital en TIC (Cf. Graphique 1c). Le constat de tels écarts a déjà été fait dès le début des années 2000 dans une littérature maintenant abondante (par exemple, Shreyer, 2000, Colecchia et Shreyer, 2001, Pilat et Lee, 2001, OCDE, 2002 et 2003, van Ark et al. 2002a et b) et confirmé dans des travaux plus récents (comme par exemple van Ark, O'Mahoney et Timmer, 2008). Trois groupes de pays peuvent être distingués :

- Les Etats-Unis sont le pays dans lequel la diffusion des TIC est la plus importante : le taux d'investissement en TIC et le coefficient de capital en TIC y dépassent respectivement 2 % et 8 % ;
- A l'autre extrême, l'Italie, l'Espagne, l'Allemagne, l'Autriche, la France et la Finlande sont les pays dans lesquels la diffusion des TIC est la plus faible : le taux d'investissement en TIC et le coefficient de capital en TIC s'y situent dans des fourchettes de, respectivement, 1,0 % à 1,5 % et 4,0 % à 5,5 % ;
- En situation intermédiaire se trouvent le Japon, les Pays-Bas, le Danemark et le Royaume-Uni : le taux d'investissement en TIC et le coefficient de capital en TIC s'y situent dans des fourchettes de, respectivement, 1,5 % à 2,0 % et 6,0 % à 8,0 %. Dans ce groupe intermédiaire, la position du Royaume-Uni apparaît très proche de celles des Etats-Unis.

L'avance des Etats-Unis en termes de diffusion des TIC, appréhendée par le coefficient de capital TIC, s'observe dès le début de la décennie 1980 (Graphique 1c). Au Royaume-Uni, le coefficient de capital TIC était équivalent à celui des autres grands pays européens jusqu'au début des années 1990 pour devenir nettement supérieur depuis, tout en demeurant inférieur au niveau observé aux Etats-Unis. La situation de la France est nettement plus défavorable.

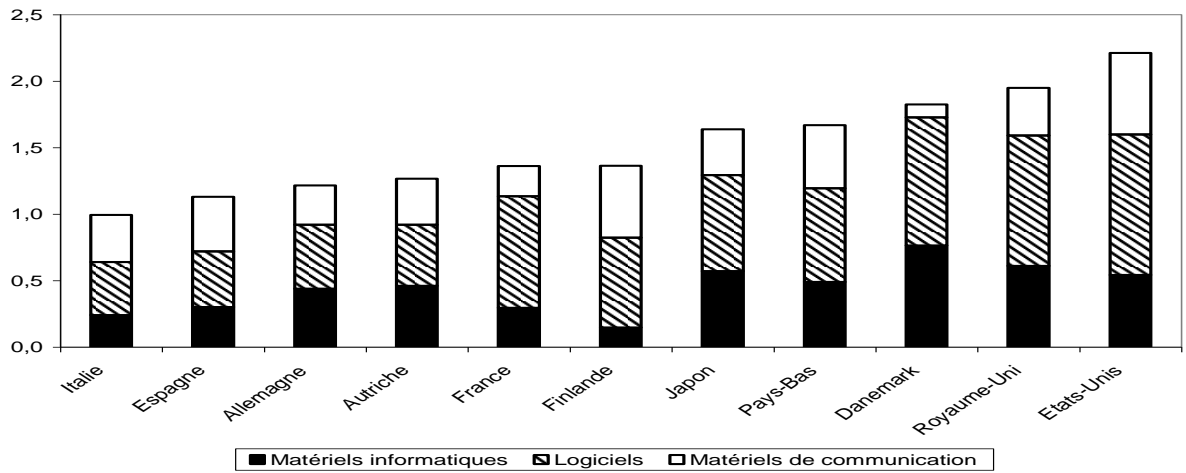
Dans tous les grands pays industrialisés à l'exception de l'Espagne et de l'Italie, le taux d'investissement en TIC et le coefficient de capital TIC augmentent continûment jusqu'à la fin des années 1990, avec une forte accélération sur la seconde moitié de la décennie 1990 (Graphiques 1b et 1c). L'accélération étant particulièrement prononcée aux Etats-Unis et dans le groupe intermédiaire, les écarts de diffusion des TIC se creusent sur cette demi-décennie. Le taux d'investissement en TIC baisse ensuite fortement en 2002, cette baisse se prolongeant en 2003 et 2004. Le taux d'investissement en TIC paraît connaître dans tous les pays une stabilisation, voire une légère augmentation en 2005. En conséquence de ces évolutions du taux d'investissement en TIC, le coefficient de capital en TIC se stabilise, voire baisse légèrement, à partir du début des années 2000.

La forte augmentation du taux d'investissement en TIC durant la seconde moitié de la décennie 1990 puis la baisse des années 2002-2004 peuvent recevoir deux types d'explication. Tout d'abord, le gonflement sur la seconde moitié de la décennie 1990 de ce que l'on a appelé la 'bulle Internet' s'est accompagné du développement des entreprises dans ces activités fortement consommatrices de TIC et la crevaisson de cette bulle au début des années 2000 a logiquement entraîné une baisse du taux d'investissement en TIC. Ensuite, la crainte du bug de l'an 2000 a amené, sur les années antérieures, une augmentation des dépenses d'investissement en TIC visant à s'en protéger, ces dépenses connaissant ensuite un retournement. Il est intéressant de souligner que, dans l'hypothèse non vérifiée d'un surinvestissement en TIC à la fin des années 1990, la suraccumulation en TIC correspondante paraît désormais révolue compte tenu de la stabilisation voire de la légère hausse récente du taux d'investissement en TIC. Les TIC ayant par nature une durée de vie courte, il paraît d'ailleurs assez logique qu'une éventuelle suraccumulation soit rapidement résorbée.

Graphique 1a

**Taux d'investissement en TIC (investissement rapporté au PIB), moyennes 2000-2005, en valeur**

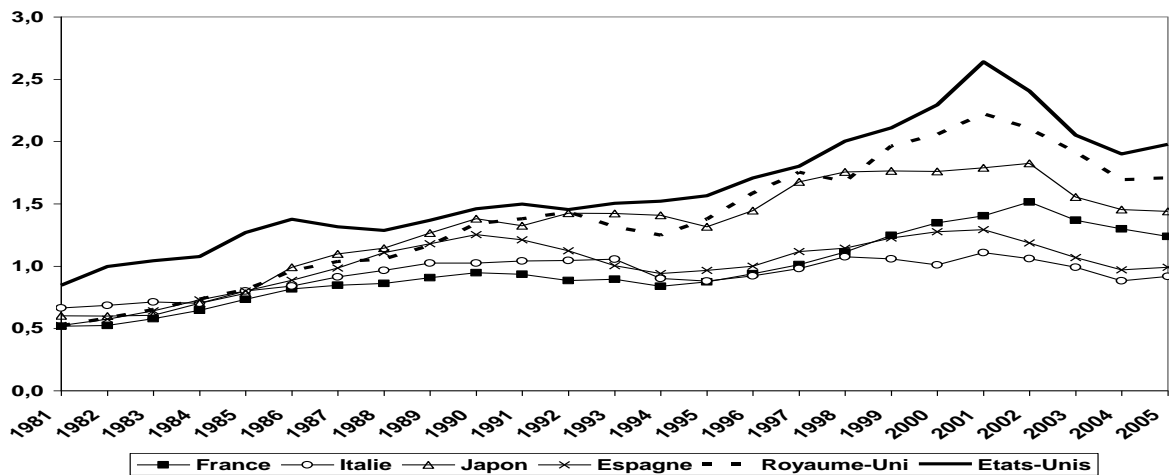
Champ : ensemble de l'économie – En %



Graphique 1b

**Evolution du taux d'investissement en TIC (investissement rapporté au PIB), en valeur**

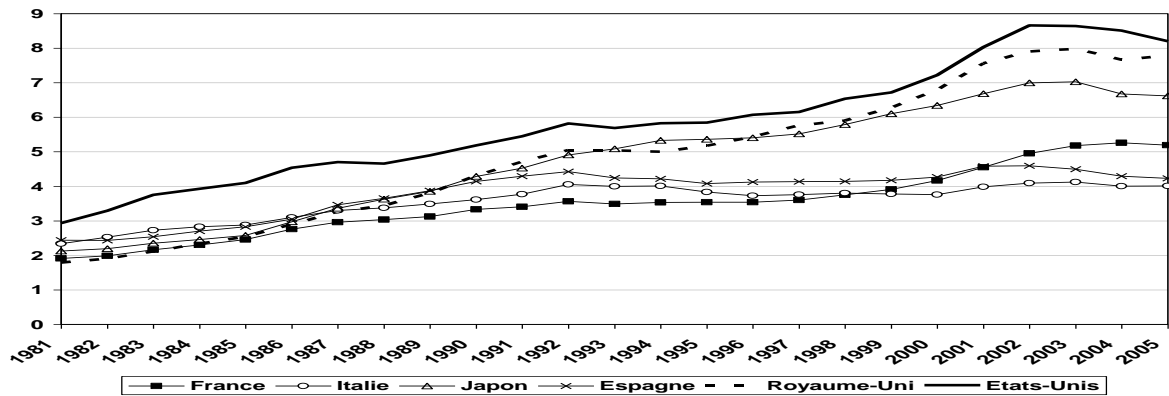
Champ : ensemble de l'économie, en %



Graphique 1c

**Evolution du coefficient de capital TIC (x 100), en valeur**

Champ : ensemble de l'économie



Source : Calculs des auteurs à partir des données de la base EU-KLEMS fournies par l'Université de Groningen (Cf. Annexe A de Cette et Lopez (2009)).

La stabilisation voire la légère baisse, sur les dernières années, du coefficient de capital, suggère que, dans tous les grands pays industrialisés, la diffusion des TIC serait à peu près achevée. Ce constat est d'une grande importance, pour deux raisons principales :

- Tout d'abord, cet aboutissement apparent de la diffusion des TIC s'opère à des niveaux très différents. Les Etats-Unis connaîtraient une diffusion plus forte que les autres pays industrialisés, le Royaume-Uni se situant dans une position cependant très proche de ce pays leader. L'écart entre les Etats-Unis et les autres pays (à l'exception du Royaume-Uni) est, on l'a vu, considérable ;
- Ensuite, cela pourrait induire un ralentissement des effets favorables de la diffusion des TIC sur la productivité. Les effets des TIC sur la productivité transitent à la fois par le renouvellement continu de technologies dont les performances productives progressent rapidement mais aussi par une diffusion croissante de ces technologies. Il est encore trop tôt pour avancer avec certitude le diagnostic d'une diffusion maintenant presque aboutie des TIC : la stabilisation sur les dernières années du taux d'investissement en TIC et de la part des TIC dans l'investissement peut encore correspondre à la résorption d'une suraccumulation en TIC sur la décennie 1990. Les évolutions sur les prochaines années seront importantes pour consolider ce diagnostic.

Les pays d'Europe continentale et le Japon semblent donc connaître un retard de diffusion des TIC et les Etats-Unis, suivis de peu par le Royaume-Uni, une forte avance, cette hiérarchie paraissant s'être stabilisée. Les conséquences d'un tel retard peuvent être un moindre bénéfice, en termes de gains de productivité du travail et donc (toutes choses égales par ailleurs) de croissance, des effets de substitution entre le capital TIC et les autres facteurs de production, capital non TIC et travail.

## 2.2. Les principaux facteurs des écarts de diffusion des TIC

La diffusion rapide des TIC dans les pays industrialisés s'explique assez logiquement par la baisse continue et importante du prix relatif de ces biens et services, autrement dit par leurs gains de performances productives également rapides et importants. Pour autant, il reste à expliquer les écarts constatés entre pays concernant cette diffusion.

La modélisation très simplifiée du comportement d'investissement en TIC proposée sur cinq grands pays industrialisés (Allemagne, Etats-Unis, France, Pays-Bas et Royaume-Uni) par Cette, Lopez et Noual (2005) montre que l'élasticité-prix des dépenses d'investissement en TIC ne différerait pas aux Etats-Unis et dans les quatre autres pays. Les écarts de diffusion des TIC ne pourraient donc s'expliquer par une différence de cette élasticité-prix. Les résultats de cette modélisation expliquent les écarts de diffusion des TIC par des constantes-pays qui traduisent l'effet de caractéristiques sans doute structurelles. C'est le contenu de ces caractéristiques qu'il convient d'analyser.

Une part des écarts de diffusion vis-à-vis des Etats-Unis peut venir de l'importance relativement plus grande du secteur producteur de TIC dans ce pays. L'explication serait ici liée à des interactions bénéfiques, via des effets de *spillover* associés par exemple à une certaine mobilité du capital humain entre activités productrices et utilisatrices de TIC. Si ces interactions sont importantes, le retard européen pourrait être durable. Pilat et Lee (2001, p. 21-22) avancent cependant plusieurs raisons pour lesquelles disposer d'un important secteur producteur de TIC ne serait pas une condition nécessaire pour en tirer un plein bénéfice en termes de croissance pour l'utilisateur. Ainsi, la proximité avec les producteurs de logiciels pourrait être plus importante que celle avec les producteurs de matériels. Or, les écarts entre pays concernant l'importance des activités productrices de logiciels sont sensiblement plus faibles que les écarts concernant les matériels. Par ailleurs, plusieurs pays (l'Australie ou le Royaume-Uni par exemple) semblent tirer un grand bénéfice de l'utilisation des TIC sans disposer d'un important secteur producteur de ces mêmes TIC.

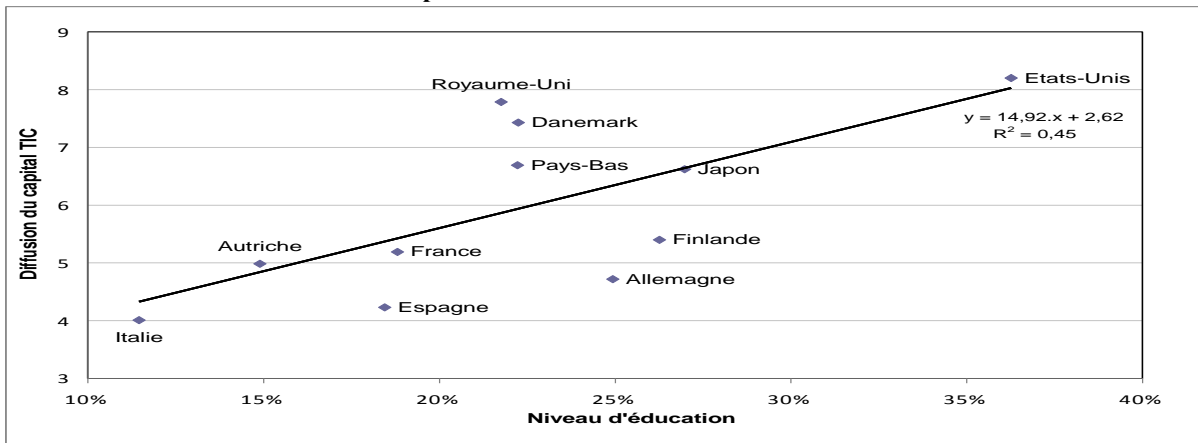
Dans cette optique, Gust et Marquez (2000) avancent que les écarts de diffusion des TIC entre pays industrialisés, et en particulier le retard européen vis-à-vis des Etats-Unis, ne peuvent être que temporaires, liés à une initialisation favorable de pays producteur des Etats-Unis, et qu'ils devraient très progressivement disparaître. Les TIC apporteraient ainsi une contribution à la croissance du PIB et de la productivité qui devrait s'amplifier à moyen terme en Europe. Cependant, à l'échelle de plusieurs décennies, la stabilité voire l'élargissement des écarts de diffusion des TIC entre l'Europe et les Etats-Unis qui viennent d'être rappelés relativise cette approche.

De nombreux travaux (une synthèse en est proposée dans OCDE, 2003) apportent d'autres éléments d'explications au retard européen de diffusion des TIC, à partir d'approches descriptives (par exemple Antipa et alii, 2007) ou économétriques (par exemple Gust et Marquez 2004, Aghion et Alii, 2009), qui demeurent cependant inévitablement assez fragiles. Deux facteurs explicatifs sont en particulier souvent évoqués : le niveau d'éducation et les rigidités de marchés.

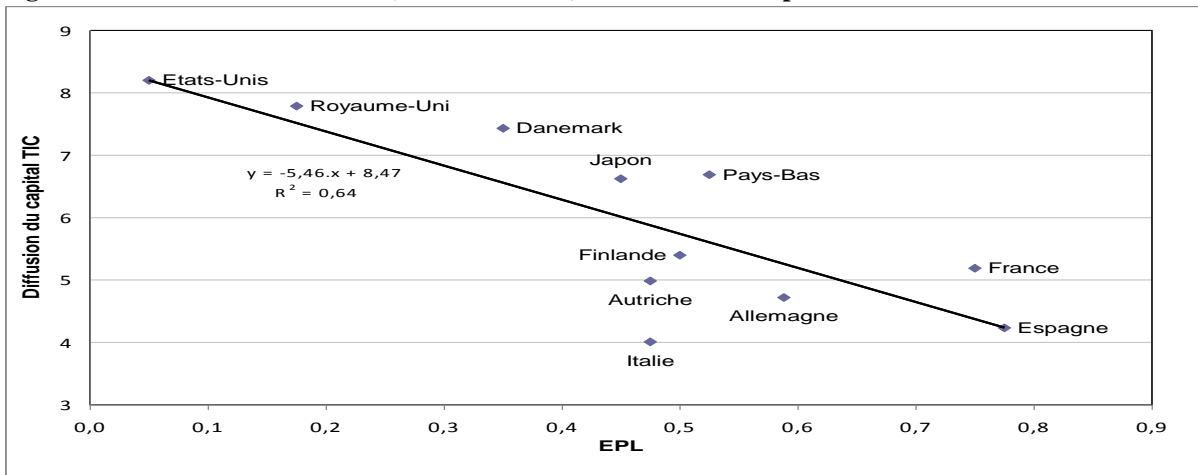
La mobilisation performante des TIC appelle des réorganisations et des formes de flexibilité organisationnelles spécifiques, qui peuvent être bridées par une trop forte réglementation sur le marché du travail. Par ailleurs, une trop forte réglementation sur le marché des biens peut réduire la pression 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. Or, les rigidités réglementaires sont réduites et le niveau d'éducation moyen de la population en âge de travailler élevé aux Etats-Unis relativement aux autres pays industrialisés, l'écart étant cependant faible concernant les rigidités réglementaires vis-à-vis d'autres pays anglo-saxons comme le Royaume-Uni ou le Canada.

Les Graphiques 2 illustrent que de telles corrélations de la diffusion des TIC positives concernant le niveau d'éducation et négatives concernant la réglementation sur le marché des biens et du travail paraissent confirmées par les données disponibles.

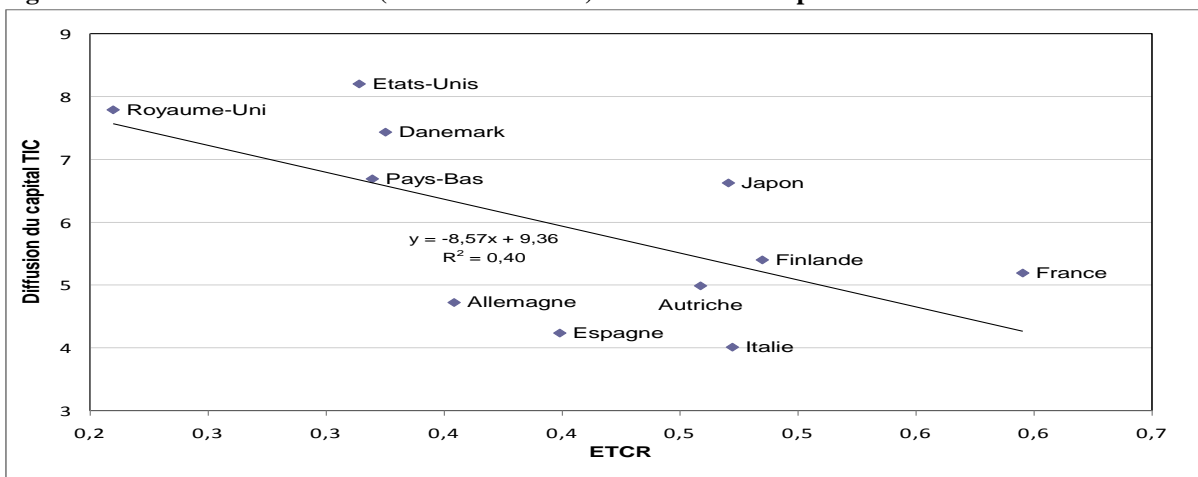
Graphique 2a  
Niveau d'éducation et diffusion du capital TIC en 2005\*



Graphique 2b  
Rigidités sur le marché du travail (indicateur EPL) et diffusion du capital TIC en 2005\*



Graphique 2c  
Rigidités sur le marché des biens (indicateur ETCR) et diffusion du capital TIC en 2005\*



\* : Le niveau d'éducation est mesuré par le pourcentage de diplômés du supérieur dans la population en âge de travailler (source OCDE). Les rigidités sur les marchés du travail et des produits sont appréhendés par les indicateurs respectivement EPL et ETCR (source OCDE) dont le contenu est explicité en Annexe A de Cette et Lopez (2009). La diffusion du capital TIC est mesurée par le coefficient de capital en TIC en valeur (x 100, calcul des auteurs). Champ des 3 graphiques : ensemble de l'économie.



La modélisation économétrique la plus avancée de la diffusion des TIC au niveau macro-économique est celle proposée par Aghion et alii (2009) sur un panel de 17 pays européens et sur la période 1985-2003. Dans cette analyse, la diffusion des TIC est appréhendée par le taux d'investissement en TIC. Dans la spécification estimée, le taux d'investissement en TIC est expliqué 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 différentes variables de rigidités sur le marché des capitaux. Les principaux résultats de cette analyse sont les suivants : (i) Le niveau de formation supérieure de la population en âge de travailler n'influence pas significativement la diffusion des TIC dans les pays éloignés de la frontière technologique. Pour les pays proches de la frontière, l'influence est significative et favorable ; (ii) Les rigidités croisées sur les marchés de biens et du travail influencent significativement et négativement la diffusion des TIC, cet effet étant plus important pour les pays proches de la frontière technologique que pour les autres ; (iii) 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 ; (iv) 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. 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 secteur<sup>1</sup> plutôt qu'un effet plus général.

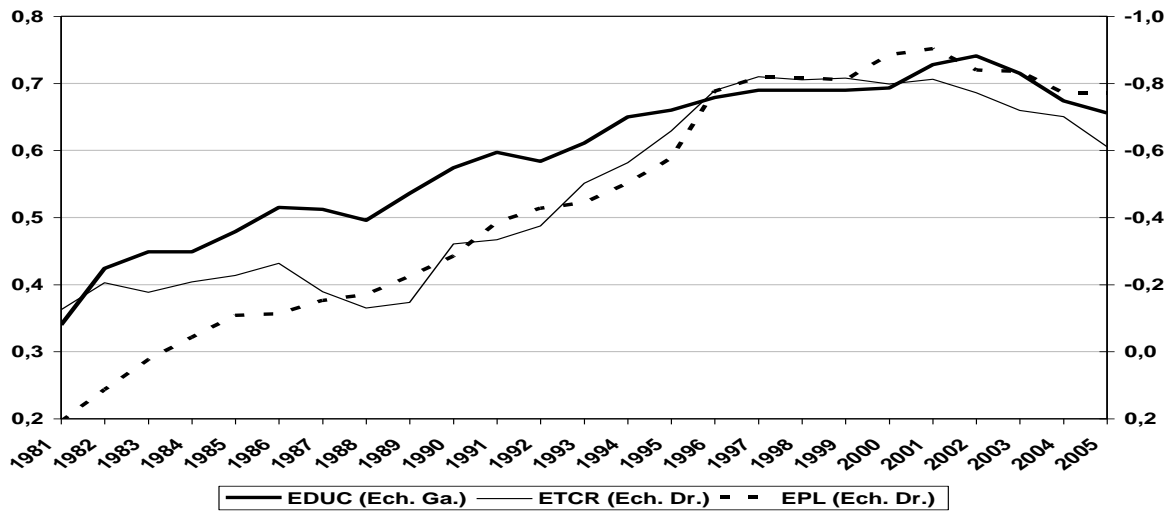
Concernant l'influence du niveau d'éducation et des rigidités de marchés sur la diffusion des TIC, un aspect important n'a pas encore été relevé à notre connaissance dans la littérature : cette influence s'est sensiblement modifiée dans le temps. Le Graphique 3 montre ainsi que la corrélation de la diffusion des TIC, positive avec le niveau d'éducation et négative avec les rigidités de marchés, est croissante (en valeur absolue) dans le temps pour se stabiliser vers le milieu des années 1990. Ce constat suggère une discontinuité dans l'effet du niveau d'éducation et des rigidités sur la diffusion des TIC, cet effet progressant avec la diffusion généralisée des TIC dans les différents pays pour se stabiliser ensuite à partir d'un certain seuil de diffusion. C'est une spécification simplifiée qui suppose une telle discontinuité qui va être proposée et estimée dans la suite de la présente étude.

---

<sup>1</sup> 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.

Graphique 3

**Corrélation du coefficient de capital TIC avec les niveaux d'éducation (EDUC) et des rigidités sur les marchés des biens (ETCR) et du travail (EPL)**



EDUC est, dans la population salariée, le pourcentage de personnes ayant une formation de niveau supérieur. ETCR et EPL sont les indicateurs synthétiques de rigidités sur les marchés respectivement des biens et du travail. La construction de ces 3 indicateurs est détaillée dans l'Annexe A de Cette et Lopez (2009).

### 3. Le modèle estimé

La spécification retenue, ici rapidement rappelée, est très proche de celle détaillée dans Cette, Lopez et Noual (2004, pp. 66 à 71) à laquelle on peut se reporter pour plus de détail.

On présente successivement le modèle de base (3.1.), certaines difficultés liées aux erreurs de mesure sur les variables et la façon de les traiter (3.2.), la prise en compte des effets des rigidités de marchés et du niveau d'éducation de la population en âge de travailler (3.3.) pour aboutir enfin aux relations estimées (3.4.)

#### 3.1. Le modèle de base

La faible dimension temporelle conduit à l'estimation d'un modèle statique correspondant à une relation de long terme à partir d'une spécification simple et partiellement calibrée de la demande de facteur. La demande de facteur est issue d'une spécification très générale et d'hypothèses peu restrictives, principalement l'approximation locale de la fonction de production par une CES et des rendements d'échelle supposés constants. La demande du facteur  $j$  s'écrit alors :

$$(1) \quad f_j^* = q^* + \beta_j \cdot (c_j^* - p_q^*) - \gamma_t + cte$$

avec  $f_j$  et  $q$  le logarithme du volume respectivement du facteur  $j$  et du produit intérieur brut,  $c_j$  et  $p_q$  le logarithme respectivement du coût d'usage du facteur  $j$  et du prix du produit intérieur brut,  $\beta_j$  l'élasticité de substitution du facteur  $j$  avec, simultanément, l'ensemble des facteurs de production,  $\gamma_t$  l'effet du progrès technique autonome au sens de Hicks, autrement dit la productivité globale des facteurs (la PGF) à la date  $t$ , et  $cte$  une constante issue de la fonction de production<sup>2</sup>. Une '\*' en exposant d'une variable indique qu'il s'agit du niveau optimal, à l'équilibre, de cette variable. Afin d'alléger les notations, les indices temporels  $t$  et de pays  $k$  des variables et éventuellement de leur

<sup>2</sup> Dans l'ensemble de cette analyse, les niveaux et les logarithmes des variables sont notés respectivement avec des majuscules et des minuscules.

coefficients ne sont pas reportés avant les relations estimées. L'interprétation de cette relation est assez intuitive.

### 3.2. Diverses difficultés liées aux erreurs de mesure sur les variables

Des erreurs de mesures de type bruits blancs ou correspondant à des biais de simultanéité sont traitées par l'usage, au moment de l'estimation, de variables instrumentales appropriées. On évoque à ce stade des erreurs de mesures plus spécifiques à nos données et les façons dont la modélisation retenue les prend en compte.

Les conventions de comptabilité nationale pour le partage des dépenses des entreprises entre utilisations intermédiaires et finales diffèrent pour chaque facteur d'un pays à l'autre, ces écarts pouvant être assimilés à des erreurs de mesure. En supposant ces écarts de partage invariants dans le temps, l'erreur de mesure correspondante peut être prise en compte par des constantes pays-produits. Le signe de ces constantes est *a priori* indéterminé et leurs valeurs estimées ne sont pas directement interprétables car elles peuvent ajouter aux effets des erreurs de mesure indiquées les effets d'éventuels désajustements quantitatifs structurels (moyens sur la période d'estimation) de chaque facteur de production et chaque pays par rapport aux autres facteurs-pays<sup>3</sup>.

Les coûts relatifs des facteurs peuvent également être entachés d'erreurs de mesure importantes. Dans la construction des variables mobilisées, il a été supposé que le prix relatif de chaque composante de l'investissement par rapport au prix du PIB est identique dans tous les pays à celui observé aux États-Unis. Pour autant, les prix relatifs peuvent aussi dépendre, dans chaque pays, de déterminants spécifiques habituels comme le taux de change et les comportements de marges à l'importation et à l'exportation. Signalons d'ailleurs que le contenu en importations des diverses composantes de l'investissement est généralement, tout particulièrement pour le capital TIC, plus élevé que celui de l'ensemble de la production. L'erreur de mesure associée à cette difficulté peut affecter de façon complexe à la fois la mesure du coût et celle du volume des différentes composantes du capital. Elle est ici prise en compte de façon fruste par l'ajout des variables de taux de change et d'âge moyen des équipements dans la liste des variables explicatives de la demande des différentes composantes du capital. Ces variables additionnelles cherchant à corriger des erreurs de mesure de variables tant expliquées qu'explicatives, leurs coefficients sont *a priori* indéterminés.

Enfin une autre source d'erreurs à signaler est la prise en compte insuffisante, par les prix d'investissement, de l'évolution des performances des composantes du capital. Au sein des TIC, la mesure des prix des matériels informatiques et d'une partie des logiciels repose sur des méthodologies particulières (par exemple des approches « hédoniques ») plus adaptées que d'autres à la prise en compte des gains de performances. Pour les produits non TIC, les gains de performances sont plus faibles sans pour autant être nuls, et leur prise en compte est faible, ce qui correspond à une erreur de mesure (sur ces questions, cf. la synthèse de Cette, Mairesse et Kocoglu, 2000). Comme la précédente, cette erreur de mesure affecte de façon complexe la mesure du coût mais aussi celle du volume des facteurs. L'ajout de l'âge moyen des équipements dans la liste des variables explicatives de la demande des différentes composantes du capital permet également de capter au moins en partie l'effet de cette erreur de mesure<sup>4</sup>. Pour autant, l'introduction de cette variable de contrôle ne peut prétendre

---

<sup>3</sup> Pour le facteur travail, l'ajout de constantes pays-produits se justifie par un problème de "normage" : la variable expliquée n'est pas indépendante de l'unité monétaire. Signalons que des estimations complémentaires effectuées sans le facteur travail, c'est-à-dire sur les seuls différents produits caractérisant le capital, aboutissent pour ces derniers à des résultats très proches à celles réalisées avec le facteur travail et commentées dans cette étude.

<sup>4</sup> Si l'amélioration des capacités productives de l'investissement physique est mesurée avec une erreur constante dans le temps, alors l'erreur de mesure du stock de capital productif est fonction croissante avec l'âge moyen du capital.

suffire à corriger l'erreur de mesure incontournable d'une prise en compte des effets qualité insuffisante et inégale selon les types d'équipements.

### 3.3. La prise en compte des rigidités des marchés et du niveau d'éducation

Pour tenter d'expliquer les écarts persistants de diffusion des TIC évoqués plus haut, la relation de demande de facteur estimée est complétée par l'ajout, dans la liste des variables explicatives, d'indicateurs du niveau d'éducation et de rigidités des marchés. On a vu en effet que ces indicateurs paraissent corrélés avec ces écarts. La variable privilégiée pour représenter le niveau d'éducation est la part des personnes ayant suivi des études supérieures, complétées ou non, au sein de la population âgée de vingt-cinq à soixante-quatre ans (EDUC). Afin de prendre plus finement en compte l'effet de l'éducation sur la demande de capital TIC, un impact quadratique de cette variable est testé. Concernant les rigidités de marchés, les indicateurs de protection réglementaire de l'emploi (EPL) pour le marché du travail et de réglementation des secteurs de l'énergie, des transports et des communications (ETCR) pour le marché des biens sont mobilisés<sup>5</sup>. Ces indicateurs sont construits par l'OCDE et une description plus détaillée en est faite en Annexe A de Cette et Lopez (2009)<sup>6</sup>.

Les deux indicateurs de rigidités de marchés additionnent souvent les défauts de faibles volatilités et de fortes corrélations entre eux. Cela impacte l'estimation de leurs effets estimés quand ils sont introduits simultanément. Une première réponse à ce problème consiste à introduire alternativement les deux indicateurs dans la relation estimée<sup>7</sup>. Une autre réponse ici retenue consiste à croiser les deux indicateurs de rigidités. Ce croisement est légitimé par une littérature déjà abondante (Cf. en particulier Amable et Gatti, 2006, Koeniger et Vindigni, 2003, Blanchard et Giavazzi, 2003, Blanchard, 2005, Aghion et alii, 2009...) suggérant une interaction des effets des régulations sur les deux marchés. L'indicateur obtenu par le croisement des deux indicateurs de rigidités présente l'avantage d'une variabilité plus importante que chacun des deux indicateurs pris séparément.

La spécification de la relation estimée tient compte de deux autres éléments apportés par l'analyse descriptive qui précède. Tout d'abord, le Graphique 3 montre une évolution de la corrélation entre le niveau d'éducation, les rigidités des marchés et la diffusion des TIC. Cette évolution peut être une explication des écarts de diffusion des TIC et de leur amplification sur la décennie 1990. Les Graphiques 2 suggèrent que les pays où la diffusion des TIC est la plus forte sont ceux pour lesquels les rigidités sont les plus faibles et le niveau d'éducation le plus élevé. Par ailleurs, une littérature récente met en avant l'importance de la distance à la frontière technologique dans l'impact des rigidités sur la productivité et sur l'investissement en TIC (voir en particulier Aghion et Howitt, 2006, Aghion et alii, 2009). Nous spécifions ici ces deux aspects supplémentaires (évolution des corrélations et effet de distance à la frontière) de façon simple, en introduisant un effet de seuil de diffusion des TIC sur les paramètres représentant l'impact sur la demande de facteurs des niveaux d'éducation et des rigidités<sup>8</sup>.

### 3.4. Les relations estimées

<sup>5</sup> Pour faciliter la lecture des résultats des estimations, l'échelle de ces indicateurs est ramenée à 0-1, avec 1 pour la rigidité la plus forte.

<sup>6</sup> Des estimations complémentaires ont été réalisées à partir des quatre indices composant l'indicateur ETCR, qui mesurent pour chaque secteur considéré les barrières à l'entrée, la part du gouvernement dans la plus grande entreprise de chaque secteur, la part de marché de cette entreprise et le degré d'intégration verticale. Elles sont également commentées plus loin.

<sup>7</sup> Puisqu'il y a de fortes corrélations positives entre les indicateurs de rigidités, prendre en compte alternativement chacun des deux indicateurs revient à surestimer son impact spécifique, une partie du pouvoir explicatif de l'indicateur omis étant reportée sur l'indicateur présent.

<sup>8</sup> Le choix de la valeur de ce seuil est développé plus loin.

La prise en compte des différents types d'erreurs de mesure et l'introduction des indicatrices d'éducation et de rigidités dans la relation (1) conduit à la relation (2) suivante :

$$(2) \quad f_{j,k,t} - q_{k,t} = a_{1,j,k,t} \cdot (c_{j,k,t} - p_{q,k,t}) + a_{2,k,t} + a_{3,j,k,t} \cdot AGE_{j,k,t} + a_{4,j,k,t} \cdot chg_{k,t} \\ + (a_{5j} + d \cdot a_{5j}^{\prime}) \cdot EDUC_{k,t} + a_{6j} \cdot EDUC_{k,t}^2 \\ + (a_{7j} + d \cdot a_{7j}^{\prime}) \cdot RIGID_{k,t} + a_{8j,k} + u_{j,k,t}$$

Dans cette relation, le logarithme du coefficient de capital du facteur  $j$   $f_{j,k,t} - q_{k,t}$  dépend, pour chaque pays  $k$  et pour l'année  $t$  : (i) du logarithme du coût d'usage du facteur  $j$  relativement au prix de tous les autres facteurs  $c_{j,k,t} - p_{q,k,t}$  ; (ii) des effets de la productivité globale des facteurs (PGF) représentés par les constantes  $a_{2,k,t}$  ; (iii) des variables de correction des erreurs de mesure, à savoir l'âge moyen des équipements en facteur  $j$   $AGE_{j,k,t}$  et le logarithme du taux de change  $chg_{k,t}$  ; (iv) du niveau d'éducation moyen de la population en âge de travailler  $EDUC_{k,t}$  et, pour les seuls TIC, de son carré  $EDUC_{k,t}^2$ , ainsi que du niveau des rigidités  $RIGID_{k,t}$  ; (v) des constantes pays-produits  $a_{8j,k}$  ; (vi) de termes d'erreurs supposés identiquement et indépendamment distribués ( $u_{j,k,t} \sim N(0, \sigma^2)$ ).

Le coefficient  $a_{1,j,k,t}$  est l'élasticité de substitution du facteur  $j$  avec, simultanément, l'ensemble des facteurs de production ; son signe est attendu négatif. En toute généralité, il est supposé à ce stade que ce coefficient peut varier selon le produit  $j$ , le pays  $k$  ou l'année  $t$ . Les coefficients  $a_{2,k,t}$  et  $a_{8j,k}$  sont de signes incertains. Les coefficients  $a_{3,j,k,t}$  et  $a_{4,j,k,t}$  sont nuls pour le facteur travail et de signes incertains sinon. Les effets des niveaux d'éducation et des rigidités des marchés sur la demande de facteur peuvent, pour la demande de TIC, être différents selon le niveau de diffusion des TIC dans le pays, la variable  $d$  étant égale, pour ce facteur de production, à un au dessus du seuil de diffusion et à zéro sinon. Les signes des coefficients  $a_{5j}$ ,  $a_{6j}$  et  $a_{7j}$  ainsi que  $a_{5j} + a_{5j}^{\prime}$ ,  $a_{6j} + a_{6j}^{\prime}$ ,  $a_{7j} + a_{7j}^{\prime}$  seront discutés dans la présentation des résultats des estimations. Pour le coefficient de capital TIC, un effet global positif de l'éducation et un effet négatif des rigidités des marchés sont attendus. L'effet inverse est attendu pour le coefficient du facteur travail<sup>9</sup>. Pour les autres produits, le signe attendu de ces deux coefficients est incertain et dépend des effets de substitutions entre les facteurs.

A partir de cette relation, de nombreuses alternatives ont été retenues, visant principalement à réduire le nombre de coefficients à estimer<sup>10</sup> :

- Cette même relation, simplifiée sans prendre en compte les variables d'éducation et de rigidités de marchés. Les écarts structurels entre pays concernant la diffusion des TIC ne sont alors expliqués que par les constantes pays-produits  $a_{8j,k}$ . Cette première étape d'estimation est légitimée par le fait que les élasticité prix ainsi estimées de la demande de TIC sont très proches de celles obtenues par l'estimation de la relation prenant en compte le niveau d'éducation et les rigidités. On retrouve alors une formulation très proche de celle estimée par Cette, Lopez et Noual (2004, 2005) :

$$(2') \quad f_{j,k,t} - q_{k,t} = a_{1,j,k,t} \cdot (c_{j,k,t} - p_{q,k,t}) + a_{2,k,t} + a_{3,j,k,t} \cdot AGE_{j,k,t} + a_{4,j,k,t} \cdot chg_{k,t} + a_{8j,k} + u_{j,k,t}$$

- Concernant l'élasticité prix de la demande de facteurs  $a_{1,j,k,t}$  et les coefficients  $a_{3,j,k,t}$  et  $a_{4,j,k,t}$ <sup>11</sup> il faut bien sûr envisager une plus grande parcimonie du nombre de coefficients à estimer. L'hypothèse emboîtée d'une égalité des élasticité-prix entre les pays est rejetée pour les TIC par un test de Fisher aux seuils usuels (5 % et même 1 %). Pour autant, comme on le verra

<sup>9</sup> Celui-ci s'interprète comme l'inverse de la productivité.

<sup>10</sup> Sur les données mobilisées, les dimensions de  $j$ ,  $k$  et  $t$  sont respectivement de 5, 11 et 25, ce qui aboutit à 1375 observations. La relation (2) suppose ainsi, telle quelle, autant de coefficient  $a_{1,j,k,t}$  que d'observations, 275 coefficients  $a_{2,k,t}$ , 55 coefficients  $a_{8j,k}$ , et 5 coefficients pour  $a_{3j}$ ,  $a_{4j}$ ,  $a_{5j}$ , et  $a_{7j}$ , deux coefficients pour  $a_{5j}^{\prime}$  et  $a_{7j}^{\prime}$  et un coefficient pour  $a_{6j}$ .

<sup>11</sup> Les variables d'âge moyen du capital et de taux de change permettent la prise en compte d'erreurs de mesures spécifiques du coût d'usage. Les coefficients de ces variables dépendent de l'élasticité prix par une relation dont une spécification est disponible sur demande auprès des auteurs.

plus loin, les résultats d'estimations aboutissent pour les TIC à des valeurs très proches de cette élasticité entre les onze pays considérés. En conséquence, deux hypothèses alternatives seront retenues à l'estimation :

- (i) L'élasticité est spécifique à chaque facteur  $j$  et identique et invariante dans le temps pour chaque facteur dans tous les pays :

$$(3) \quad a_{1,j,k,t} = a_{1j}, a_{3,j,k,t} = a_{3j}, a_{4,j,k,t} = a_{4j} \quad \forall k, t$$

- (ii) L'élasticité est spécifique à chaque facteur  $j$ . Elle est supposée invariante dans le temps et, pour les facteurs non TIC, identique pour chaque facteur dans tous les pays. Concernant les TIC, elle est supposée spécifique à chaque pays. Cette hypothèse s'écrit :

$$(3') \quad a_{1,j,k,t} = a_{1j}, a_{3,j,k,t} = a_{3j}, a_{4,j,k,t} = a_{4j} \quad \forall k, t \text{ si } j \neq \text{TIC} \\ \text{et } a_{1,j,k,t} = a_{1j,k}, a_{3,j,k,t} = a_{3j,k}, a_{4,j,k,t} = a_{4j,k} \text{ si } j = \text{TIC}$$

- (iii) L'élasticité est spécifique à chaque facteur  $j$ . Elle est supposée identique pour chaque facteur dans tous les pays et, pour les facteurs non TIC, invariante dans le temps. Concernant les TIC, on suppose que l'élasticité peut changer dans le temps. Une telle temporalité de l'élasticité prix de la demande de TIC a été évoquée (sans reposer sur des estimations empiriques) par Oulton (2002). Ce changement de l'élasticité prix de la demande de TIC traduit le fait que la diffusion des TIC liée à leurs gains de performances correspond à la fois à un élargissement de la diffusion des équipements en TIC (qui sont installés là où ils ne l'étaient pas encore) et à une intensification de cette diffusion (remplacement des équipements TIC installés mais devenus obsolètes par de nouveaux équipements TIC plus performants). Le premier effet s'épuise progressivement tandis que le second continue d'accompagner les gains de performances des TIC, l'ensemble se traduisant par un ralentissement de la diffusion des TIC et une baisse de l'élasticité prix de la demande de TIC (en valeur absolue).

Cet éventuel changement de l'élasticité prix est validé par le test de rupture du paramètre de Bai et Perron (1998). Une telle rupture à la fin de la décennie 1990 est apparue significative, l'élasticité prix négative de la demande de TIC se réduisant (en valeur absolue) après le rupture<sup>12</sup>. Afin de rendre compte de façon plus souple de l'évolution de l'élasticité-prix, une évolution quadratique dans le temps et identique dans tous les pays de cette élasticité a été finalement retenue dans les estimations ici présentées. Cette hypothèse s'écrit :

$$(3'') \quad a_{1,j,k,t} = a_{1j} \quad \forall k, t \text{ si } j \neq \text{TIC} \text{ et } a_{1,j,k,t} = a_{1j} + a_{1j} \cdot t + a_{1j} \cdot t^2 \quad \forall k, t \text{ si } j = \text{TIC} \\ a_{3,j,k,t} = a_{3j} \text{ et } a_{4,j,k,t} = a_{4j} \quad \forall k, t^{13}$$

- (iv) La dernière spécification est une extension de la précédente relation (3'') et suppose que les élasticités prix de la demande de TIC sont spécifiques à chaque pays :

$$(3''') \quad a_{1,j,k,t} = a_{1j} \quad \forall k, t \text{ si } j \neq \text{TIC}, l=1,3,4 \text{ et si } j = \text{TIC } a_{1,j,k,t} = a_{1j,k} + a_{1j,k} \cdot t + a_{1j,k} \cdot t^2 \quad \forall t \\ a_{3,j,k,t} = a_{3j,k} \text{ et } a_{4,j,k,t} = a_{4j,k} \quad \forall t$$

- Concernant les constantes pays-année  $a_{2k,t}$  correspondant aux effets de la PGF, il faut également envisager une plus grande parcimonie du nombre de coefficients à estimer. L'hypothèse simplificatrice retenue consiste à distinguer trois composantes dans la PGF : une composante annuelle identique pour tous les pays et tous les facteurs, une composante

<sup>12</sup> L'élasticité prix de la demande de TIC passe ainsi dans ces estimations d'environ -1,8 avant la rupture à -1,3 après. Ces estimations peuvent être obtenues sur demande auprès des auteurs.

<sup>13</sup> Les coefficients  $a_{3j,k,t}$  et  $a_{4j,k,t}$  sont supposés invariants dans le temps.

tendancielle spécifique à chaque pays et une composante cyclique spécifique à chaque pays et liée au taux d'utilisation des capacités de production (TUC)<sup>14</sup>. Cette hypothèse est validée empiriquement<sup>15</sup> et a donc été retenue pour tous les pays dans les principales estimations présentées ci-dessous. On aboutit ainsi à la spécification suivante, en notant N l'emploi total qui est la mesure retenue du facteur travail :

$$(4) a_{2_{k,t}} = a_{2_t} + a_{2_k} \cdot t + a_{2_k} \cdot TUC_{k,t} \quad \forall j \neq N \text{ et } a_{2_{k,t}} = a_{2_t} + a_{2_k} \cdot t \text{ si } j = N$$

#### **4. L'estimation du comportement de demande de capital TIC**

Sont successivement présentés les données mobilisées (4.1.), les résultats concernant les élasticités prix de la demande de TIC (4.2.) et le niveau d'éducation et des rigidités de marché (4.3.) puis la lecture des écarts de diffusion des TIC que ces résultats apportent (4.4.).

##### **4.1. Les données mobilisées**

La construction des données, qui s'appuie essentiellement sur la base EU-KLEMS, est détaillée dans l'Annexe A de Cette et Lopez (2009). Certaines variables, comme les indices de prix de l'investissement (qui permettent le calcul du volume de l'investissement), le capital productif et le coût d'usage du capital ont fait l'objet d'une évaluation spécifique par pays et produit, sur la base d'hypothèses de calcul communes aux différents pays pour chaque produit. Nous adoptons, dans tous les pays, comme mesure du prix relatif de chaque composante de l'investissement par rapport au prix du PIB, celui observé aux Etats-Unis. Ce choix tient à la méthodologie plus avancée dans ce dernier pays pour prendre en compte l'amélioration des performances de certaines composantes du capital, en particulier les TIC.

Les relations sont estimées sur les données poolées correspondant au croisement :

- Des cinq facteurs de production : ensemble des TIC, équipements de transport, autres équipements, structures et nombre d'employés. Le capital TIC a été évalué en distinguant les trois composantes usuelles (matériels informatiques, logiciels et matériels de communication). A l'estimation, la fragilité des résultats généralement obtenus en conservant cette distinction a incité à considérer les TIC dans leur ensemble. Cette fragilité des résultats d'estimation peut entre autres aspects s'expliquer par les difficultés du partage comptable entre ces composantes (bien illustrée par les logiciels intégrés aux matériels informatiques, qui sont comptabilisés avec ces derniers) ;
- Des onze pays pour lesquels la construction des données a paru suffisamment robuste, l'information étant pour certaines variables insuffisante sur les autres pays. Ces onze pays sont : l'Autriche, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, l'Espagne, le Royaume-Uni et les Etats-Unis ;
- Sur la période 1981-2005 de disponibilité qui nous paraît suffisamment robuste pour les différentes séries mobilisées.

<sup>14</sup> Les estimations réalisées avec un coefficient du taux d'utilisation spécifique pour chaque produit aboutissent à une valeur estimée de ce coefficient significativement différente de zéro pour tous les facteurs à l'exception du facteur travail. Aussi, il est supposé par la suite que le taux d'utilisation n'influence pas la demande de travail ( $a_{2_{k,t}} = a_{2_t} + a_{2_k} \cdot t$  si  $j = N$ ).

<sup>15</sup> L'hypothèse de nullité jointe de constantes annuelles par pays ajoutées à une spécification correspondant à la relation (2') sous les hypothèses (3) et (4) ne peut être rejetée, avec une statistique de Fisher de 0,82 et une p-valeur de 0,968. Ce résultat justifie de spécifier les constantes années-pays par la relation (4).

## 4.2. Les élasticités prix de la demande de TIC

Une analyse du degré de stationnarité et de la cointégration des variables intervenant dans la relation (2') sous les hypothèses (3) et (4) a été réalisée. Concernant le degré de stationnarité des variables, les tests effectués selon la méthode de Im, Pesaran et Shin (2003) indiquent que la variable expliquée  $f-q$  et les variables explicatives  $c-p$  et  $chg$  sont  $I(1)$ , c'est-à-dire intégrées d'ordre 1, et que les variables explicatives  $AGE$  et  $TUC$  sont  $I(0)$ , c'est-à-dire stationnaires. Les sept tests de cointégration proposés par Pedroni (1995) concluent tous au rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration entre ces variables.

Le Tableau 1 présente les résultats d'estimations de la relation (2') sous les hypothèses simplificatrices correspondant aux relations (3) ou (3') ou (3'') et (4). Ces estimations ont été réalisées par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et par la méthode des variables instrumentales (VI), afin de corriger des biais d'erreurs de mesure et de simultanéité signalés plus haut concernant les variables de coût d'usage du capital, d'âge moyen du capital et de taux d'utilisation des capacités de production. De nombreuses batteries d'instruments ont été alternativement tentées, ceux finalement retenus étant les différences premières des variables instrumentées retardées d'une et deux périodes. La validité de ces derniers est vérifiée par le test de Sargan (1958) d'exogénéité des instruments et le test de Davidson et McKinnon (1993) de convergence de l'estimateur des moindres carrés ordinaires. Malheureusement les résultats d'estimations obtenus par la méthode des variables instrumentales sont affectés par un problème d'instruments faibles concernant les élasticités-prix<sup>16</sup>.

Toutefois les résultats d'estimation apparaissent robustes à la méthode d'estimation retenue (MCO ou VI) : lorsqu'elles sont significativement différentes de zéro, les élasticités estimées par les deux méthodes sont très proches.

Lorsqu'elles sont significativement non nulles, les élasticités prix estimées ont toujours le signe négatif attendu. Les deux méthodes d'estimation (MCO et variables instrumentales) aboutissent par ailleurs à des valeurs estimées très proches des élasticités prix de la demande de TIC pour chaque pays. Pour tous les facteurs non-TIC, les élasticités-prix estimées sont faibles (en valeur absolue). Cette faiblesse des élasticités estimée peut témoigner de complémentarités entre facteurs. Elle est cohérente avec les résultats habituels de la littérature empirique sur la question (voir par exemple Tevlin et Whelan 2003).

---

<sup>16</sup> Les résultats complets de ces tests peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs. Pour le coût d'usage du capital TIC, les F-statistiques de première étape correspondant aux spécifications des colonnes [6] des tableaux 1 et 2 sont respectivement de 2,75 et 2,19. Ces résultats indiquent que les instruments ne sont pas assez fortement corrélés avec les variables instrumentées. Aucun des instruments alternatifs envisagés ne possédant de bonnes propriétés du point de vue des tests de Sargan et Davidson & McKinnon, les résultats avec instruments faibles sont tout de même présentés.



Tableau 1

## Résultats d'estimation de la relation (2')

		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Hypothèses simplificatrices - Relation(s)		(3) et (4)		(3') et (4')		(3'') et (4'')	
Méthode d'estimation		MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
TIC	<b>Autriche</b>			-1,351** (-35,6)	-1,306** (-6,00)		
	<b>Danemark</b>			-1,117** (-31,2)	-1,490** (-7,98)		
	<b>Finlande</b>			-1,415** (-36,9)	-0,536 (-1,62)		
	<b>France</b>			-1,415** (-41,3)	-1,518** (-5,21)		
	<b>Allemagne</b>			-1,077** (-28,1)	-1,114** (-6,61)		
	<b>Italie</b>	-1,311** (-107)	-1,249** (-24,3)	-1,078** (-23,2)	-0,895** (-5,27)	-2,017** (-32,3)	-2,498** (-20,4)
	<b>Japon</b>			-1,297** (-22,4)	-1,921** (-2,89)		
	<b>Pays-Bas</b>			-1,303** (-36,2)	-1,430** (-7,90)		
	<b>Espagne</b>			-1,136** (-28,6)	-1,100** (-9,46)		
	<b>Royaume-Uni</b>			-1,414** (-30,4)	-1,081** (-4,29)		
	<b>Etats-Unis</b>			-1,418** (-41,2)	-1,197** (-8,52)		
	<b>t</b>					0,061** (-7,00)*	0,115** (6,00)
	<b>t<sup>2</sup></b>					-0,001** (-4,15)	-0,003** (-4,15)
<b>Equipements de transport</b>		-0,186** (-3,86)	0,474 (0,18)	-0,191** (-4,27)	-0,086 (-0,22)	-0,162** (-3,62)	-0,012 (-0,05)
<b>Autres équipements</b>		-0,159** (-3,28)	-0,075 (-0,42)	0,150** (-3,32)	0,002 (0,01)	-0,119** (-2,63)	-0,017 (-0,10)
<b>Structures non résidentielles</b>		-0,032 (-3,81)**	-0,076** (-3,12)	-0,029** (-3,73)	-0,075* (-2,27)	-0,024** (-3,08)	-0,064** (-2,82)
<b>Travail</b>		-0,814** (-12,91)	-0,582 (-1,49)	-0,819** (-14,0)	-0,684 (-1,13)	-0,783** (-13,4)	-0,877* (-2,46)
<b>Test de Sargan</b>							
Statistique			17,284		30,699		32,951
P-Valeur			0,836		0,855		0,164
<b>Test de Davidson &amp; McKinnon</b>							
Statistique			2,805		3,630		3,397
P-Valeur			0		0		0
<b>R<sup>2</sup></b>		0,935	0,928	0,946	0,883	0,944	0,938

Entre parenthèses : Statistiques du t de Student des coefficients estimés.

\*\* indique une significativité du paramètre au seuil de 1 %, \* au seuil de 5 %.

Liste des instruments retenus :  $\Delta c_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta c_{j,k,t-2}$ ,  $\Delta AGE_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta AGE_{j,k,t-2}$ ,  $\Delta TUC_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta TUC_{j,k,t-2}$ .

Pour alléger la présentation, les coefficients estimés de certaines variables présentes dans les estimations (TUC, AGE, chg, tendances pays, constantes annuelles, effet-fixes pays\*produits ne sont pas reportés dans le Tableau ci-dessus.

Un test d'hypothèses emboîtées concernant l'égalité entre pays des élasticités prix de la demande de chacun des cinq facteurs de production aboutit à accepter (au seuil de 1 %) cette hypothèse d'égalité pour les trois facteurs 'équipements de transport', 'autres équipements' et 'structures non résidentielles' mais à la rejeter pour les deux autres facteurs 'travail' et 'TIC' (les résultats sont présentés dans le Tableau B2 de l'Annexe B de Cette et Lopez, 2009). Ce résultat concernant les TIC diffère de celui obtenu sur seulement cinq pays (France, Allemagne, Pays-Bas, Royaume-Uni et Etats-Unis) par Cette, Lopez et Noual (2004, 2005). Cet écart nous paraît pouvoir être expliqué par la plus grande précision d'estimation ici obtenue grâce à une mesure améliorée des différentes variables mobilisées.

Que les élasticités prix soient contraintes à être égales pour chaque pays (relations (3) et (3'')) ou puissent différer (relations (3') et (3''')), l'hypothèse d'une tendance quadratique dans le temps de l'élasticité prix des TIC est toujours confortée par le rejet de l'hypothèse de nullité des deux coefficients, pris séparément<sup>17</sup> ou ensemble, spécifiant la tendance<sup>18</sup>.

La valeur estimée de l'élasticité-prix de la demande de TIC est toujours inférieure à -1. Ce résultat d'estimation apparaît directement lorsque l'élasticité prix est supposée invariante dans le temps et identique entre les différents pays (colonnes [1] et [2]) ou spécifique à chaque pays (colonnes [3] et [4]). Il est ainsi semblable à celui de Cette, Lopez et Noual (2004, 2005). Il est également observé mais doit être calculé sur la période d'estimation lorsque l'élasticité prix est supposée quadratique par rapport au temps et identique entre les différents pays (colonnes [5] et [6]).

Le passage à l'hypothèse (3'') correspondant à l'estimation d'une évolution quadratique par rapport au temps et identique dans tous les pays de l'élasticité prix de la demande de TIC fait apparaître une baisse (en valeur absolue) dans le temps de l'élasticité prix de la demande de TIC (Graphique 4). Cette élasticité prix serait ainsi proche ou supérieure (en valeur absolue) à -2 au début de la décennie 1980, selon la méthode d'estimation (MCO ou VI), pour devenir très proche de -1 au milieu de la décennie 2000. Ces estimations semblent fournir une confirmation empirique de l'épuisement progressif de l'élargissement de la diffusion des équipements en TIC tandis que l'intensification de cette diffusion continue d'accompagner les gains de performances des TIC

---

<sup>17</sup> Comme on peut le voir dans les colonnes [5] et [6] du Tableau 1 sous (3'') et dans le Tableau B4 de l'Annexe B sous (3''').

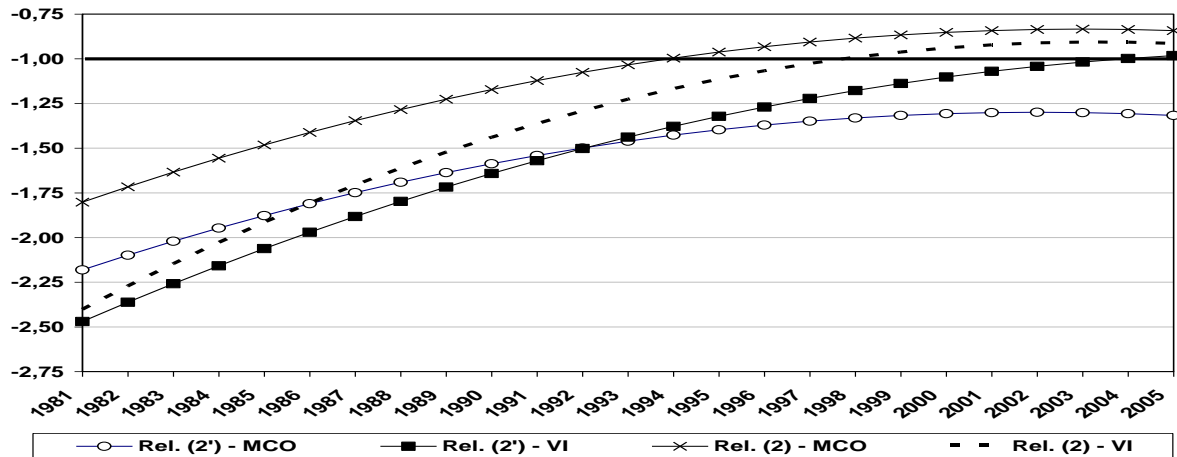
<sup>18</sup> En effet, à partir de l'équation (2') sous l'hypothèse (4), le test de nullité jointe des paramètres est réalisé successivement sous les hypothèses (3'') et (3'''), ce qui permet de discriminer entre les hypothèses (3'') par rapport à (3) et (3''') par rapport à (3'). L'hypothèse nulle est toujours rejetée confirmant la tendance quadratique dans le temps. Les statistiques de Fisher des tests sont respectivement de 108,99 et 19,15 et les p-valeurs de 0 toutes deux.

Graphique 4

**Valeur estimée de l'élasticité prix de la demande de capital TIC**

Résultats d'estimation des relations (2) et (2') sous les hypothèses simplificatrices correspondant aux relations (4) et (3''), par la méthode des MCO ou des VI.

La relation (3'') suppose une évolution quadratique dans le temps identique dans tous les pays de l'élasticité prix de la demande de capital TIC.



Les quatre courbes de ce Graphique correspondent aux résultats d'estimations, sous les hypothèses simplificatrices correspondant aux relations (4) et (3'') :

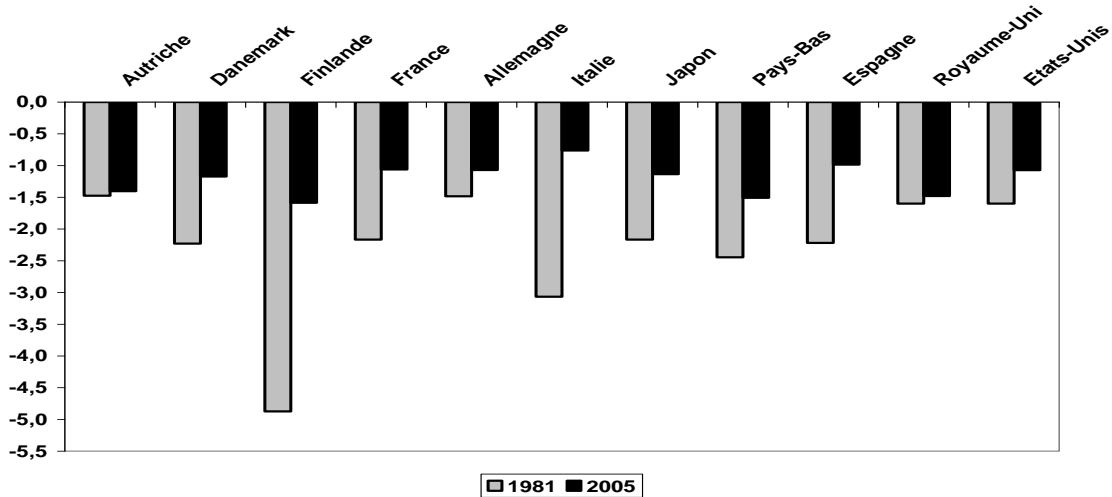
- de la relation (2'), par la méthode des MCO (résultats fournis colonne [5] du Tableau 1) ou des VI (colonne [6] du Tableau 1) ;
- de la relation (2), par la méthode des MCO (résultats fournis colonne [5] du Tableau 2) ou des VI (colonne [6] du Tableau 2).

Les résultats d'estimation obtenus par le passage à l'hypothèse (3''') correspondant à l'estimation d'une évolution également quadratique par rapport au temps mais spécifique à chaque pays de l'élasticité prix de la demande de TIC confirment (Cf. Graphique 5) que la baisse (en valeur absolue) dans le temps de l'élasticité prix de la demande de TIC s'observerait dans chacun des onze pays ici considérés (Cf. Tableau B3 de l'Annexe B de Cette et Lopez, 2009). Partant, au début de la décennie 1980, de niveaux très différents selon les pays et toujours nettement supérieurs à l'unité (en valeurs absolues), les élasticités prix estimées de la demande de capital TIC diminueraient sur la période pour devenir partout très proches de l'unité au milieu de la décennie 2000.

Graphique 5

**Valeur estimée de l'élasticité prix de la demande de capital TIC**

Résultats d'estimation de la relation (2') sous les hypothèses simplificatrices (4) et (3'''), par la méthode des VI. La relation (3''') suppose une évolution quadratique dans le temps et spécifique à chaque pays de l'élasticité prix de la demande de capital TIC.



Les élasticités prix représentées dans ce Graphique correspondent aux résultats d'estimations fournis dans le Tableau B3 de l'Annexe B de Cette et Lopez (2009).

Les résultats empiriques qui viennent d'être commentés sont, à notre connaissance, originaux par rapport à la littérature existante. Ils paraissent importants puisqu'ils confirment un ralentissement de la diffusion globale des TIC induite par les gains de performance de ces produits. Ce ralentissement peut lui-même aboutir à celui de la contribution des TIC à la croissance. Il apparaît tout à fait cohérent avec la stabilisation apparente, sur les dernières années, du coefficient de capital TIC en valeur qui faisait suite à une augmentation continue sur la période antérieure.

Ces résultats n'apportent aucune explication des écarts de la diffusion des TIC entre pays, qui paraissent assez stabilisés. Les estimations qui vont maintenant être commentées visent à expliquer ces écarts à partir des effets des différences entre pays des niveaux observés d'éducation supérieure et de rigidités de marchés.

#### 4.3. Le rôle des rigidités et de l'éducation

Les estimations de la relation (2) peuvent aider à savoir si les écarts constatés entre les pays concernant la diffusion des TIC peuvent être expliqués par les différences des niveaux observés d'éducation supérieure et de rigidités de marchés. Concernant le niveau d'éducation, l'indicateur retenu (EDUC) correspond à la proportion de personnes ayant bénéficié d'une formation supérieure dans la population en âge de travailler. Les indicateurs de rigidités de marchés correspondent aux indicateurs de rigidités liés à la législation sur la protection du travail en contrat à durée indéterminée (EPL)<sup>19</sup> et à la réglementation du marché des biens et services (ETCR). Ces deux indicateurs de rigidités sont fortement corrélés, ce qui interdit de les introduire simultanément dans l'estimation. Aussi, chacun de ces deux indicateurs de rigidités est alternativement introduit dans l'estimation, puis

<sup>19</sup> La flexibilité des conditions de recours au travail précaire (contrats à durée déterminée et intérim) compense en partie la rigidité des conditions de recours au travail en contrat à durée indéterminée. Aussi, les résultats des estimations sont améliorés en retenant l'indicateur spécifique au travail à durée indéterminée plutôt que l'indicateur global agrégé.

le croisement des deux indicateurs, cette dernière option améliorant la qualité des résultats d'estimation.

Les estimations des élasticités prix de la demande de TIC présentées dans la précédente section indiquent que les écarts temporels de cette élasticité sont plus importants que les écarts entre pays et que ces derniers ne peuvent en conséquence réellement contribuer à expliquer les différences de coefficients de capital TIC. Aussi, afin de restreindre le nombre de coefficients à estimer, il est supposé par la suite que les élasticités prix sont quadratiques par rapport au temps et identiques dans les différents pays (hypothèse représentée par la relation (3'')).

Une étape importante de l'estimation est le choix de la valeur du seuil de diffusion des TIC (au dessus de laquelle la variable  $d$ , nulle sinon, est égale à l'unité). Comme indiqué plus haut, utiliser un seuil est une méthode assez fruste pour traiter de l'évolution de paramètres selon la diffusion des TIC, mais c'est la seule compatible avec les dimensions de l'échantillon. Le choix du seuil a été déterminé par balayage, en retenant comme critère de choix la minimisation de la somme des carrés des résidus d'estimation<sup>20</sup>. Soulignons que quel que soit le seuil, les tests d'égalités jointes des coefficients avant et après le seuil concluent toujours au rejet de l'hypothèse nulle d'égalité pour la demande de capital TIC. Le seuil ainsi déterminé est 3,5 %. Sur les données ici mobilisées, le pourcentage d'observations supérieures à ce seuil de 3,5 % est de 30,9 % sur l'ensemble de la période 1981-2005, 76,46 % sur les dix dernières années 1996-2005 et de 100 % sur la seule dernière année 2005<sup>21</sup>. Soulignons que les résultats d'estimation sont robustes à la valeur retenue pour le seuil (Cf. Tableau B5 de l'Annexe B de Cette et Lopez, 2009).

Les principaux résultats d'estimation de la relation (2), sous les hypothèses simplificatrices représentées par les relations (3'') et (4), sont fournis dans le Tableau 2.<sup>22</sup> Concernant l'estimation par la méthode des variables instrumentales (colonnes [2], [4] et [6]), comme pour le Tableau 1, les variables de coût d'usage et d'âge moyen du capital ainsi que de taux d'utilisation des capacités de production sont instrumentées par leurs différences premières retardées d'une et deux périodes. Les valeurs estimées des paramètres sont assez robustes à l'usage de variables instrumentales, mais la significativité de ces paramètres est souvent fortement réduite.

Les élasticités prix estimées sont très peu modifiées par l'introduction des indicateurs de niveaux d'éducation et de rigidités des marchés<sup>23</sup>. Concernant les TIC, cette proximité apparaît dans la représentation de l'évolution quadratique par rapport au temps de l'élasticité prix (Graphique 4).

---

<sup>20</sup> Les résultats de ces balayages peuvent être obtenus sur demande auprès des auteurs.

<sup>21</sup> Par ailleurs, ce seuil est atteint en 1995 pour le Danemark, en 1996 pour les Etats-Unis, en 1997 pour le Royaume-Uni et le Japon, en 1998 pour les Pays-Bas, en 1999 pour la Finlande et l'Allemagne, en 2000 pour l'Autriche, l'Espagne la France et l'Italie.

<sup>22</sup> Les estimations réalisées en intégrant alternativement les indicateurs d'éducation et de rigidités aboutissent, pour les élasticités estimées, à des résultats qualitativement très proches de celles, fournies dans le Tableau 2, obtenues avec prise en compte simultanée des mêmes indicateurs.

<sup>23</sup> On peut le constater précisément en comparant les colonnes [5] et [6] du Tableau 2 avec les colonnes [5] et [6] du Tableau 1.

Tableau 2

Résultats d'estimations de la relation (2), sous les hypothèses simplificatrices représentées par les relations (3'') et (4)

			[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
Indicateur de rigidité retenu			EPL		ETCR		EPL*ETCR	
Méthode d'estimation			MCO	VI	MCO	VI	MCO	VI
Elasticités prix	TIC	Cte	-1,812** (30,13)	-2,386** (19,76)	-1,816** (30,72)	-2,426** (20,30)	-1,802** (0,06)	-2,402** (0,11)
		t	0,088** (10,19)	0,133** (6,17)	0,083** (9,69)	0,136** (6,36)	0,088** (0,01)	0,134** (0,02)
		t <sup>2</sup>	-0,002** (7,14)	-0,003** (4,51)	-0,002** (6,26)	-0,003** (4,59)	-0,002** (0,00)	-0,003** (0,00)
		Equipements de transport	-0,123** (2,88)	0,157 (0,58)	-0,076 (1,77)	0,025 (0,1)	-0,099* (0,04)	0,057 (0,26)
	Autres équipements	-0,120** (2,86)	-0,086 (0,53)	-0,126** (3,02)	-0,054 (0,35)	-0,124** (0,04)	-0,044 (0,16)	
	Structures non résidentielles	0,008 (1,00)	-0,058* (2,11)	-0,005 (0,59)	-0,036 (1,42)	0,00 (0,01)	-0,045 (0,03)	
	Travail	-0,653** (6,86)	0,276 (0,59)	-0,730** (7,81)	0,178 (0,41)	-0,743** (0,09)	0,196 (0,45)	
	Education	TIC (a5 <sub>TIC</sub> )	9,478** (8,24)	7,258** (3,35)	8,382** (7,51)	7,078** (4,00)	8,464** (1,09)	6,527** (1,87)
TIC, effet supp. (a5' <sub>TIC</sub> )		1,249** (8,04)	1,148** (4,50)	1,505** (8,47)	1,438** (5,71)	1,272** (0,15)	1,124** (-0,249)	
TIC, composante quadratique		-13,689** (5,78)	-12,791** (3,83)	-12,780** (5,54)	-12,693** (4,31)	-12,824** (2,298)	-12,394** (2,990)	
Equipements de transport		-2,038** (3,76)	-0,31 (0,29)	-4,011** (6,61)	-2,721** (2,93)	-3,466** (0,555)	-2,036* (0,998)	
Autres équipements		-2,639** (4,88)	-1,438 (1,53)	-3,263** (5,36)	-2,090* (2,17)	-2,962** (0,556)	-1,765 (0,937)	
Structures non résidentielles		-0,836 (1,51)	-0,683 (0,67)	0,737 (1,20)	1,608 (1,56)	-0,122 (0,565)	0,505 (1,002)	
Travail		-2,307** (4,19)	-3,752** (3,42)	-1,680** (2,66)	-3,319** (2,73)	-1,522** (0,576)	-3,173** (1,176)	
Rigidités de marchés	TIC (a7 <sub>TIC</sub> )	-0,120** (3,39)	-0,093* (2,06)	-0,068 (0,75)	0,138 (1,02)	-0,132** (0,029)	-0,063 (0,042)	
	TIC, effet supp. (a7' <sub>TIC</sub> )	-0,101** (8,18)	-0,091** (5,54)	-0,541** (8,15)	-0,465** (5,83)	-0,220** (0,024)	-0,185** (0,031)	
	Equipements de transport	-0,091** (2,65)	-0,082* (1,98)	-0,383** (4,57)	-0,359* (2,42)	-0,149** (0,026)	-0,138** (0,035)	
	Autres équipements	0,001 (0,04)	0,002 (0,05)	-0,061 (0,73)	-0,02 (0,19)	-0,043 (0,026)	-0,03 (0,032)	
	Structures non résidentielles	0,072* (2,10)	0,072 (1,74)	0,440** (5,24)	0,545** (4,93)	0,059* (0,026)	0,091** (0,033)	
	Travail	0,036 (1,04)	0,061 (1,45)	0,154 (1,87)	0,169 (1,61)	0,025 (0,025)	0,034 (0,033)	
<b>Test de Sargan</b>								
Statistique				31,71		29,335		35,231
P-valeur				0,203		0,1353		0,1068
<b>Test de Davidson &amp; McKinnon</b>								
Statistique				9,745		10,838		10,583
P-valeur				0		0		0
<b>R<sup>2</sup></b>			0,9566	0,9422	0,958	0,9468	0,9592	0,9471

Entre parenthèses : Statistiques du t de Student des coefficients estimés.

\*\* indique une significativité du paramètre au seuil de 1 %, \* au seuil de 5 %.

Liste des instruments retenus :  $\Delta c_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta c_{j,k,t-2}$ ,  $\Delta AGE_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta AGE_{j,k,t-2}$ ,  $\Delta TUC_{j,k,t-1}$ ,  $\Delta TUC_{j,k,t-2}$ .

Pour alléger la présentation, les coefficients estimés de certaines variables présentes dans les estimations (TUC, AGE, chg, tendances pays, constantes annuelles, effet-fixes pays\*produits) ne sont pas reportés dans le tableau ci-dessus.

Les coefficients estimés des indicateurs de rigidités indiquent que :

- Les rigidités sur le marché du travail (mesurées par l'indicateur EPL) auraient toujours un effet défavorable sur la diffusion des TIC, cet effet défavorable étant amplifié (doublé environ) au delà du seuil de diffusion des TIC (colonnes [1] et [2]) ;
- les rigidités sur les marchés des produits (mesurées par l'indicateur ETCR) auraient un effet significatif défavorable sur la diffusion des TIC uniquement au-delà du seuil de diffusion (colonnes [3] et [4]) ;
- L'interaction des deux indicateurs de rigidités aurait un effet significatif défavorable sur la diffusion des TIC, uniquement après le seuil dans le cas de l'estimation en variables instrumentales mais aussi avant le seuil dans le cas des estimations en MCO (colonnes [5] et [6]).

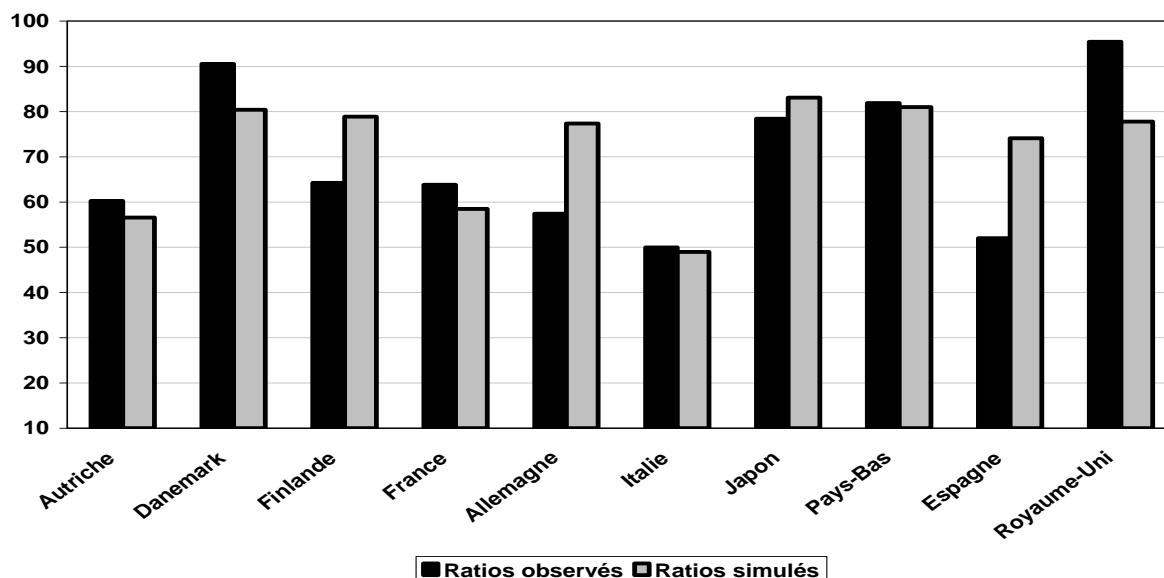
L'indicateur de rigidités sur le marché des biens (ETCR) se décompose en quatre sous-indicateurs : les barrières à l'entrée (ENTREE), la part moyenne du gouvernement dans la plus grande entreprise de chaque secteur considéré (PUB), les parts de marché de ces entreprises (MARCHE) et le degré d'intégration verticale (VERT). Les résultats d'estimation obtenus en remplaçant l'indicateur global par, alternativement, chacune de ces quatre composantes montrent que les rigidités auraient un effet significatif et positif sur la demande de TIC quand le niveau de diffusion des TIC est faible quel que soit le sous-indicateur de rigidités choisi (Tableau B4 de l'Annexe B de Cette et Lopez, 2009). Par contre cet effet deviendrait ensuite, au-delà du seuil, non significatif pour la part de marché (MARCHE) et le degré d'intégration verticale (VERT) alors qu'il deviendrait négatif et significatif pour l'indicateur de barrières à l'entrée (ENTREE), celles-ci étant justement les rigidités du marché des biens et services ayant le plus évolué sur la période, ainsi que pour la part du gouvernement (PUB).

Ces résultats sont totalement cohérents avec ceux d'études antérieures (par exemple Aghion et alii, 2009). Comme dans ces précédents travaux, l'effet de seuil peut s'interpréter comme un effet de distance à la frontière : plus un pays est proche de la frontière, plus les gains de performances, en partie portés par l'utilisation des TIC, appellent de nouvelles formes de flexibilités sur les marchés des biens et du travail. Les rigidités ont aussi un impact défavorable sur la demande d'équipements de transports mais un impact favorable sur la demande de structures non résidentielles.

Concernant l'éducation, il apparaît ainsi que plus la proportion de diplômés du supérieur est élevée, plus (à niveau de production donné) la diffusion des TIC est importante (le coefficient de la variable TIC avant le seuil est significatif et positif). Cet effet est accentué quand la diffusion des TIC est déjà importante (le coefficient de la variable TIC après le seuil est significatif et positif). Pour autant, cet effet s'atténue progressivement avec le niveau d'éducation (la composante quadratique est négative). L'effet de seuil peut s'interpréter simplement : le besoin de personnes qualifiées pour faciliter la diffusion des TIC est lui-même fortement croissant avec le niveau déjà atteint de diffusion des TIC. La concavité liée au terme quadratique signifie cependant le caractère progressivement décroissant de l'effet de la qualification de la main d'œuvre sur la diffusion des TIC. Ce résultat est cohérent (mais plus complet) avec ceux de Aghion et alii (2009). Les résultats d'estimation font également apparaître que, si l'élévation du niveau de qualification de la population en âge de travailler augmente la diffusion des TIC, elle réduit (à volume de production donnée) la demande d'équipements de transports, d'autres équipements et la demande de travail, ce dernier effet traduisant évidemment l'effet favorable de l'éducation sur la productivité.

Graphique 6

**Diffusion des TIC dans les différents pays relativement aux Etats-Unis**  
**Rapport du coefficient de capital TIC domestique au coefficient Américain**  
 Année 2005 – En %



Les ratios observés correspondent aux niveaux relatifs de diffusion des TIC commentés précédemment (Partie2). Les ratios simulés sont reconstitués à partir des niveaux de diffusion des TIC calculés à partir uniquement des variables de coût d'usage, d'éducation et de rigidités en reprenant les résultats d'estimation, fournis dans la colonne [6] du Tableau 2, de la relation (2) sous les hypothèses correspondant aux relations (3'') et (4).

#### 4.4. Une lecture des écarts de diffusion des TIC

Les résultats de l'estimation réalisée par la méthode des variables instrumentales (colonne [6] du Tableau 2) fournissent une représentation satisfaisante du comportement de demande de TIC. Les paramètres d'élasticité-prix, d'influence de l'éducation et des rigidités suffisent pour appréhender avec une bonne précision les écarts de diffusion des TIC, vis-à-vis des Etats-Unis, des 10 autres pays de notre échantillon (cf. Graphique 6 pour l'année 2005).

Ces résultats d'estimation permettent également de décomposer l'écart de diffusion des TIC simulé pour chaque pays vis-à-vis des Etats-Unis en trois contributions : les effets des écarts de coûts d'usage du capital<sup>24</sup> ; les effets des écarts d'éducation supérieure de la population en âge de travailler et les effets des écarts de rigidités de marchés. Cette décomposition est illustrée sur l'année 2005 par le Graphique 7. Il apparaît que la contribution des écarts de coût d'usage du capital est, dans tous les pays, très faible : elle est partout inférieure à 8 points. La contribution des écarts d'éducation supérieure est la plus importante en Italie et, dans des proportions moindres, en Autriche ; elle varie de 0 point en Allemagne, en Finlande, et au Japon à 21 points en Italie. La contribution des rigidités est la plus importante dans tous les pays autres que l'Italie et l'Autriche ; elle varie de 10 points au Japon à 29 points en France, pays où elle est la plus élevée.

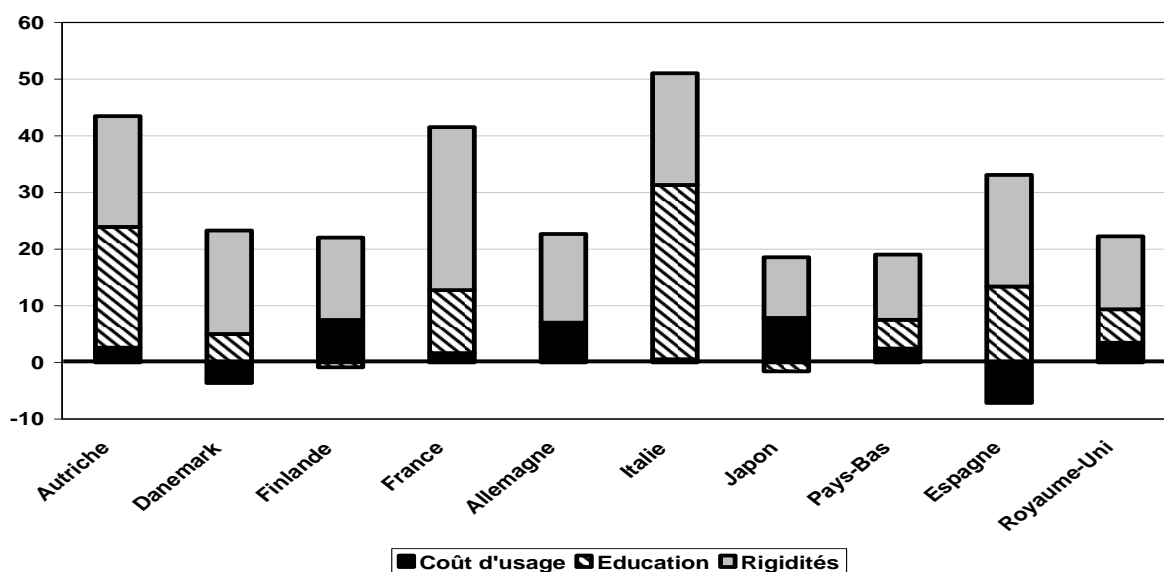
<sup>24</sup> Les écarts de coûts d'usage du capital peuvent venir d'écarts : (i) de taux d'intérêt réel ; (ii) de taux de déclassement moyen des TIC induits par une structure différente dans les trois produits TIC considérés, le taux de déclassement des matériels informatiques et des logiciels étant sensiblement supérieur, du fait d'une durée de vie plus courte, à celui des matériels de communication.



Graphique 7

**Les différents facteurs de l'écart simulé de diffusion des TIC vis-à-vis des Etats-Unis**

Année 2005 – En points



Ces contributions aux écarts simulés de diffusion des TIC vis-à-vis des Etats-Unis sont reconstitués à partir des résultats d'estimation, fournis dans la colonne [6] du Tableau 2, de la relation (2) sous les hypothèses correspondant aux relations (3'') et (4).

Une telle décomposition des différentes contributions à l'écart de diffusion des TIC de différents pays vis-à-vis des Etats-Unis est, à notre connaissance, originale par rapport à la littérature existante. Elle permet de mieux cibler où des efforts sont à faire, dans chaque pays, afin des réduire cet écart. Ainsi, en France, la diffusion des TIC est d'environ 42 % inférieure à celles observée aux Etats-Unis. L'effort principal à faire pour réduire cet écart concerne les rigidités de marchés (dont la contribution à l'écart est d'environ 29 points) et, dans une moindre mesure mais de façon cependant non négligeable, l'éducation supérieure (la contribution de ces dernières étant d'environ 11 points).

### 5. Remarques conclusives

Plusieurs résultats originaux par rapport à l'abondante littérature consacrée aux TIC ressortent de la présente analyse :

- l'influence du niveau d'éducation et des rigidités de marchés sur la diffusion des TIC s'est sensiblement modifiée dans le temps. La corrélation de la diffusion des TIC, positive avec le niveau d'éducation et négative avec les rigidités de marchés, est croissante (en valeur absolue) dans le temps pour se stabiliser vers le milieu des années 1990. Ce constat suggère une évolution dans l'effet du niveau d'éducation et des rigidités sur la diffusion des TIC, cet effet progressant avec la diffusion généralisée des TIC dans les différents pays pour se stabiliser ensuite à partir d'un certain seuil de diffusion ;
- Les estimations réalisées de la demande de TIC aboutissent dans tous les pays considérés à une baisse (en valeur absolue) de l'élasticité prix de la demande de TIC. Plus précisément, l'élasticité de substitution des TIC vis-à-vis de l'ensemble des facteurs de production serait proche ou supérieure à 2 au début de la décennie 1980 pour devenir très proche de 1 au milieu de la décennie 2000. Cette évolution paraît correspondre à une situation où la diffusion des TIC liée à leurs gains de performances traduit à la fois l'impact d'un élargissement de la diffusion des équipements en TIC (qui sont installés là où ils ne l'étaient pas encore) et celui d'une intensification de cette diffusion (remplacement des équipements TIC installés mais devenus obsolètes par de nouveaux

équipements TIC plus performants). Le premier effet s'épuise progressivement tandis que le second continue d'accompagner les gains de performances des TIC, l'ensemble se traduisant par un ralentissement de la diffusion des TIC et une baisse de l'élasticité prix de la demande de TIC (en valeur absolue) ;

- Les estimations réalisées confirment également une influence (positive) de la proportion de diplômés du supérieur est élevée et (négative) des rigidités de marchés sur la diffusion des TIC. Ces effets sont accentués quand la diffusion des TIC est déjà importante. Concernant le niveau d'éducation supérieure, il ressort cependant que cet effet s'atténue progressivement avec le niveau d'éducation, ce qui suggère une décroissance de l'effet de la qualification de la main d'œuvre sur la diffusion des TIC. Ces résultats sont cohérents mais plus complets que ceux obtenus par Aghion et alii (2009).

Ces résultats suggèrent que la révolution technologique portée par les TIC serait, depuis le début de l'actuelle décennie, entrée dans une nouvelle phase où la diffusion des TIC correspond moins qu'auparavant à une extension et une généralisation de la présence des ces biens et services qu'à une intensification et des gains de performances. Mais cette nouvelle phase correspond à un niveau de diffusion des TIC nettement supérieur aux Etats-Unis que dans les autres pays, en particulier les grands pays du continent européen parmi lesquels la France. Ces résultats apportent ainsi un éclairage utile pour la politique économique, puisqu'ils permettent de fournir une première quantification des effets à attendre, en termes de diffusion des TIC et tout particulièrement en Europe, d'une augmentation de la formation supérieure de la population en âge de travail et de baisses des rigidités de marchés. Cependant, la robustesse des résultats obtenus et en conséquence leurs enseignements mériteraient d'être confortés par d'autres analyses empiriques, réalisées sur données macro-sectorielles ou sur données individuelles d'entreprises. Pour autant, ils prolongent et complètent ceux d'analyses antérieures et paraissent conformes à l'intuition.

#### Références bibliographiques citées dans le texte

- **Aghion, P., P. Askenazy, R. Bourlès, G. Clette et N. Dromel (2009)** : « Distance à la frontière technologique, rigidités de marché, éducation et croissance », à paraître dans *Economie et Statistique* ;
- **Aghion, P. 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 ;
- **Amable, B. et D. Gatti (2006)** : "Labor and product Market Reforms : Questioning Policy Complementarity", *Industrial and Corporate Change*, 15, No.1, 101-122 ;
- **Antipa, P., G. Clette, L. Frey, R. Lecat et O. Vigna (2007)** : « Evolutions récentes de la productivité : accélération structurelle dans la zone euro et ralentissement structurel aux Etats-Unis ? », *Bulletin de la Banque de France*, n° 164, août ;
- **van Ark, B., R. Inklaar et R. McGuckin (2002)** (van Ark et alii (2002b) dans le texte) : *Productivity, ICT and Services Industries : Europe and the United States* », mimeo, Groningen Growth and Development Center, December ;
- **van Ark, B., J. Melka, N. Mulder, M. Timmer et G. Ypma (2002)** (van Ark et alii (2002a) dans le texte) : « ICT investment and growth accounts for the European Union, 1980-2000 », mimeo, June ;
- **van Ark, B., M. O'Mahoney et M. P. Timmer (2008)** : "The Productivity Gap between Europe and the United States : Trends and Causes", *The Journal of Economic Perspectives*, Winter, Vol. 22, n° 1 ;
- **Arnold, J., G. Nicoletti et S. Scarpetta (2008)** : "Regulation, allocative efficiency and productivity in OECD countries", *OECD Economics Department Working Paper*, n° 616 ;
- **Askénazy, P. et C. Gianella (2000)** : « Le paradoxe de la productivité : les changements organisationnels, facteur complémentaire à l'informatisation », *Economie et Statistique*, n° 339-340, 2000-9/10 ;
- **Bai, J. et P. Perron (1998)** : "Estimating and testing linear models with multiple structural changes", *Econometrica*, vol. 66, n° 1, pp. 47-78 ;
- **Blanchard, O., (2005)** : "European Unemployment: the evolution of fact and ideas", NBER Working Paper 11750, Cambridge Mass ;
- **Blanchard, O. et F. Giavazzi (2003)** : "Macroeconomic effects of regulation and deregulation in goods and labor markets", *Quarterly Journal of Economics*, August, 879-907 ;
- **Clette, G., Y. Kocoglu et J. Mairesse (2008)** : « A Comparison of Productivity Growth in France, the United Kingdom and the United States over the Past Century », mimeo, mai ;

- **Cette, G., et J. Lopez (2009)** : « Comportement de demande de TIC : une comparaison internationale », Document de travail, DEFI, Université de la Méditerranée, juillet ;
- **Cette, G., J. Lopez et P.-A. Noual (2004)** : « Le comportement de demande en capital TIC : une analyse empirique sur quelques grands pays industrialisés », *Economie Internationale*, n° 98, 2<sup>ème</sup> trimestre ;
- **Cette, G., J. Lopez et P.-A. Noual (2005)** : « Investment in Information and Communication Technologies : an empirical analysis », *Applied Economics Letters*, vol. 12, n° 5, 15 April ;
- **Cette G., J. Mairesse et Y. Kocoglu (2000)** : « La mesure de l'investissement en technologies de l'information et de la communication : quelques considérations méthodologiques », *Economie et Statistique*, n° 339-340, 2000 – 9/10 ;
- **Cette, G., J. Mairesse et Y. Kocoglu (2002)** : « Croissance économique et diffusion des TIC, le cas de la France sur longue période », *Revue Française d'Economie*, XVI, 3, janvier ;
- **Cette, G. et P.-A. Noual (2003)** : « L'investissement en TIC aux Etats-Unis et dans quelques pays européens », CEPII, Document de Travail, 2003-03, mars ;
- **Cohen, D., et M. Soto (2007)** : « Growth and Human Capital: Good Data, Good Results », *Journal of Economic Growth*, vol. 12, issue 1, March, 51-76 ;
- **Colecchia, A. et P. Schreyer (2001)** : « ICT Investment and Economic Growth in the 1990s: Is the United States a Unique Case? », OECD, DSTI/DOC(2001)7, 25 octobre ;
- **Conway, P. et G. Nicoletti (2006)** : « Product Market Regulation in the Non-Manufacturing Sectors of OECD Countries : Measurement and Highlights », *OECD Economic Department Working Paper*, vol. 58, December ;
- **Conway, P., D. de Rosa, G. Nicoletti et F. Steiner (2006)** : « Regulation, competition and productivity convergence », *OECD Economic Department Working Paper*, n° 509
- **Davidson, R. et J. McKinnon (1993)** : « Estimation and Inference in Econometrics », Oxford University Press;
- **Gust, C. et J. Marquez (2000)** : « Productivity Developments Abroad », *Federal Reserve Bulletin*, October ;
- **Gust, C. et J. Marquez (2004)** : « International Comparisons of Productivity Growth : The Role of Information Technology and Regulatory Practices », *Labour Economics*, vol. 11 ;
- **Im, K. S. M. Hashem Pesaran et Y. Shin (2003)** : « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 2003, 115 ;
- **Koeniger, W. et A. Vindigni (2003)** : « Employment Protection and Product Market Regulation », IZA Discussion Papers N° 880 ;
- **Nelson, C.R. et R. Startz (1990)** : « The Distribution of the Instrumental Variables Estimator and its t-Ratio when the Instrument is a Poor One », *Journal of Business*, vol. 63, n° 1 ;
- **Nickell, S., L. Nunziata, W. Ochel & G. Quintini (2001)** : « The Beveridge Curve, Unemployment and Wages in the OECD from the 1960's to the 1990's », CEP Discussion Paper, LSE ;
- **Nicoletti, G. et S. Scarpetta (2005)** : « Regulation and Economic Performance : Product Market Reforms and Productivity in the OECD », *OECD Economic Department Working Paper*, n° 460 ;
- **OCDE (1999)** : « Employment Protection and Labour Market Performance », *Employment Outlook*, chapter 2
- **OCDE (2002)** : « Measuring the Information Economy », mimeo ;
- **OCDE (2003)** : « ICT and Economic Growth » ;
- **Oulton (2002)** : « ICT and the Productivity Growth in the United Kingdom », *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 18, n° 3;
- **Pedroni, P. (1995)** : « Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis », Working Paper in Economics, 92-013, Indiana University ;
- **Pilat, D. et F. C. Lee (2001)** : « Productivity growth in ICT-producing and ICT-using industries : a source of growth différentiels in the OECD ? », mimeo, DSTI/DOC(2001)4, 18-jun-2001 ;
- **Sargan, J. (1958)** : « The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables », *Econometrica*, Vol. 26, Issue 393-415 ;
- **Shreyer, P. (2000)** : « The contribution of information and Communication technology to output growth: A study on the G7 countries », OCDE, STI working Paper, 200/2, mars.
- **Tevlin, S. et K. Whelan (2003)** : « Explaining the Investment Boom of the 1990s », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 35, n° 1.