

Recherche, productivité et externalités internationales : une analyse économétrique sur données de panel pour un groupe de pays de l'OCDE

Antonio Musolesi*

3 juillet 2006

Abstract

Cette étude, suite au travail de Coe et Helpman (1995) et des revisitations qui ont suivi - au sujet de la propagation des connaissances grâce au commerce international - tente de déterminer l'ampleur véritable du lien entre le stock de connaissances et la productivité sur un échantillon en panel de seize pays de l'OCDE sur la période 1981-98. Elle contribue de deux façons aux analyses déjà publiées dans ce domaine. En premier lieu, nous avons enrichi le modèle de base en introduisant différents stocks de capital en R&D (entreprises domestiques, Etat, Universités) et bien évidemment R&D étrangère pour tester la présence d'effets de propagation entre pays. En second lieu, nous avons combiné une spécification du modèle la plus adaptée à la définition de la R&D étrangère avec des méthodes d'estimation les plus appropriées par rapport à la nature des données, notamment celles dérivantes de l'application de la théorie asymptotique des panels cointégrés développée par Kao et Chiang (2000). Les estimations obtenues avec les différentes méthodes sont relativement proches, bien que les résultats obtenus pour la recherche étrangère à partir des différentes spécifications adoptées, présentent un certain degré de contradiction.

Jel classification : C23, C33, O30

Keywords : R&D, productivité, transmission des connaissances, cointégration en panel

*E-mail : antonio.musolesi@u-bourgogne.fr

1 Introduction

L'essor des performances économiques des entreprises et au-delà, au plan national, en terme de productivité est souvent expliqué comme le résultat de la mise en oeuvre des innovations grâce à l'activité de recherche, soit-elle de base, appliquée ou en développement (R&D). Cela s'accorde avec la théorie économique qui comprend les contributions de Romer (1990), où la R&D sert à élargir la gamme des produits, et de Aghion et Owitt (1992) qui développent un modèle néo-Schumpéterien d'amélioration de la qualité des produits (voir Jones, 1998, pour un tour d'horizon). Cela s'accorde aussi avec les analyses empiriques qui indiquent que les connaissances contribuent largement à l'augmentation de la productivité (voir Cameron, 1996, ou Mairesse et Monhen, 2003, pour un survol de la littérature économétrique).

Toutefois, comme Mairesse (2002) le souligne, dans l'état de l'art actuel, les analyses empiriques sont nécessaires pour évaluer l'ampleur véritable du lien entre le stock de connaissances et la productivité, *“Il n'est sans doute pas besoin de statistiques ni d'analyses économétriques pour être convaincu de l'importance des contributions de la recherche et de l'innovation aux performances économiques des entreprises. Elles sont néanmoins nécessaires pour évaluer l'importance véritable de ces contributions...En raison de grands progrès en nombre et qualité des statistiques et des études, nos connaissances sur ces questions se sont fortement accrues au cours des vingt dernières années; elles n'en restent pas moins relativement modestes, car les difficultés de la mesure et de l'inférence économétrique sont considérables”*.

Notre étude s'inscrit dans le cadre traditionnel des études de productivité et prolonge en particulier le travail de Coe et Helpman (1995) - au sujet de la propagation des connaissances¹ grâce au commerce international - en proposant des estimations de la contribution des différentes sources de changement technique à la productivité totale des facteurs pour seize pays de l'OCDE dans la période 1981-98.

Elle contribue de deux façons aux analyses déjà publiées dans ce domaine. En premier lieu, nous avons enrichi le modèle de base en introduisant différents stocks de capital en R&D (entreprises domestiques, Etat, Universités) et bien évidemment R&D étrangère pour tester la présence d'effets de propagation entre pays. En second lieu, nous avons tenté de combiner une spécification du modèle la plus adaptée à la définition de la R&D étrangère avec des méthodes d'estimation les plus appropriées par rapport à la nature des données, notamment celles dérivantes de l'application de la théorie asymptotique des panels cointégrés développée par Kao et Chiang (2000).

Le plan de l'article est le suivant : nous présentons d'abord le cadre d'analyse, ainsi que le modèle que nous allons estimer ; puis nous présenterons quelques statistiques descriptives des variables d'intérêts. Ensuite, nous estimerons le modèle retenu avec différentes approches tels que les modèles à effets fixes ou aléatoires, le système de régressions empilées et l'analyse d'intégration-cointégration sur données de panel.

¹La connaissance, qui en soi est intangible, peut être imparfaitement mesurée à partir de ses inputs, qui sont en premier lieu la Recherche et Développement.

2 Le cadre d'analyse et la spécification du modèle

Coe et Helpman (1995), dans une étude conduite sur 21 pays de l'OCDE plus Israël pour la période 1971-90, présentent une vérification empirique cohérente de l'hypothèse selon laquelle la technologie se transmet entre pays au travers des flux commerciaux. Plus précisément, l'idée des auteurs est d'évaluer les bénéfices indirects dérivant des importations de biens et services qui incorporent les connaissances technologiques du partenaire commercial. Leur équation de base a la forme suivante :

$$\ln TFP_{it} = \alpha_i + \beta^d \ln D_{it}^d + \beta_{G7}^d G7 \ln D_{it}^d + \beta^e \ln D_{it}^{e-CH} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où TFP est la productivité totale des facteurs, α_i sont les effets individuels, β^d est l'élasticité de la TFP par rapport au stock de capital en R&D domestique (D_{it}^d), qui peut varier entre les pays du G7 et les autres pays grâce à l'interaction entre le capital en R&D domestique et une variable indicatrice qui vaut 1 pour le pays du G7 ; β^e est l'élasticité de la TFP par rapport au stock de capital en R&D étrangère, ε est le terme d'erreur habituel et D_{it}^{e-CH} est le stock de capital en R&D étrangère défini comme le stock moyen de capital en R&D domestique des partenaires commerciaux pondéré, par la part des importations :

$$D_i^{e-CH} = \sum_{j \neq i} \frac{m_{ij}}{m_i} D_j^d \quad (2)$$

expression dans laquelle les m_{ij} désignent les importations de biens et services du pays i en provenance du pays j et m_i les importations totales du pays i : $m_i = \sum_j m_{ij}$. Cette formulation implique implicitement qu'un pays recevra, *ceteris paribus*, plus d'effets de propagations (*spillovers*) internationaux, si'il importe plus des pays caractérisés par un stock de capital en R&D domestique élevé. En effet, comme Coe et Helpman le remarquent, la formulation (2) pour le capital en R&D étrangère reflète la "direction" des effets de propagations internationaux plutôt que leur ampleur : *"The specification of eq. (1) may not capture adequately the role of international trade. Although the foreign stock of knowledge D_{it}^{e-CH} consists of import weighted foreign capital stocks, these weights are fractions and add up to one and therefore do not properly reflect the level of imports. It might be expected that whenever two countries have the same composition of imports and face the same composition of R&D capital stocks among trade partners, the country that imports more relative to its GDP may benefit more from foreign R&D"* (Coe et Helpman, 1995, p.863). Ils proposent alors une version modifiée de l'équation (1) dans laquelle le stock de capital en R&D étrangère interagit avec la part des importations dans le produit global (i.e. le PIB) :

$$\ln TFP_{it} = \alpha_i + \beta^d \ln D_{it}^d + \beta_{G7}^d G7 \ln D_{it}^d + \beta^e \frac{m_{it}}{y_{it}} \ln D_{it}^{e-CH} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Les m_{it} représentent les importations totales du pays i et y_{it} est le PIB du pays i. Maintenant l'élasticité de la TFP par rapport au stock de capital en R&D étrangère est égale à $\beta^e \frac{m_{it}}{y_{it}}$; elle varie donc entre pays et dans le temps proportionnellement à la part des importations sur le PIB.

Toutefois, la spécification (3) est sujette à deux formes pertinentes de biais : un “biais d’agrégation” et un “biais d’indexation”. Lichtenberg et Van P. Potterie (1998, 2001) proposent une spécification alternative moins sujette au biais d’agrégation et qui permet de résoudre par défaut le biais d’indexation, car elle ne fait pas interagir le stock de capital en R&D étrangère avec la part des importations sur le PIB.

Pour le premier aspect, en effet, la spécification proposée par Coe et Helpman pour la construction du stock en R&D étrangère n’est pas invariante par rapport au niveau d’agrégation des données : une fusion entre pays fera toujours augmenter le stock de R&D étrangère calculé selon la (2). Lichtenberg et Van P. Potterie (1998, 2001) proposent donc :

$$D_i^{e-LP} = \sum_j \frac{m_{ij}}{y_j} D_j^d \quad (4)$$

Une telle formulation reflète non seulement l’intensité mais aussi la direction des effets de propagations. Selon l’équation (4) le stock de R&D que le pays i reçoit du pays j est égal au stock de R&D du pays j multipliée par le ratio “PIB/exportations” du pays j .

Lichtenberg et Van P. Potterie (1998) utilisent ces deux méthodes pour calculer les valeurs du stock de capital en R&D étrangère des Etats-Unis et du Japon avant et après avoir fusionné les 21 pays de l’OCDE utilisés par Coe et Helpman (1995) avec onze autres pays. La fusion fait augmenter substantiellement le stock de capital de R&D étrangère sous la spécification de Coe et Helpman (+108% et +25% respectivement) alors qu’elle le fait diminuer très marginalement (-4% et -2%) sous la spécification de Lichtenberg et Van P. Potterie.

Par rapport au deuxième aspect, le problème du biais d’indexation, il faut considérer que Coe et Helpman ont dû transformer toutes les variables en index (1985=1) puisque la TFP est exprimée dans la monnaie nationale alors que les stocks de capital de R&D sont pris en dollars à prix constants 1985 PPA.

La manière dont les variables sont exprimées, en niveaux ou en index, sera totalement sans importance par rapport aux estimations des β dans la relation de base de Coe et Helpman (équation 2) puisque les effets fixes incorporeront les dénominateurs utilisés pour indexer le stock de capital de chaque pays. Toutefois, dans l’équation (3) l’estimation des élasticités n’est pas invariante par rapport à l’indexation utilisée. Si D représente le stock de capital en R&D étrangère exprimé en niveau, alors estimer l’impact de la R&D étrangère indexée par rapport à sa valeur en 1985 sur la TFP équivaut à estimer l’équation suivante :

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} &= \alpha_i + \beta^e \frac{m_{it}}{y_{it}} \ln \frac{D_{it}}{D_{i,85}} \\ &= \alpha_i + \beta^e \frac{m_{it}}{y_{it}} \ln D_{it} - \beta^e \frac{m_{it}}{y_{it}} \ln D_{i,85} \end{aligned}$$

Clairement, le troisième élément ne peut pas être incorporé dans les effets fixes puisqu’il n’est pas invariant par rapport au temps, ce qui implique que la relation (3) sera mal spécifiée si le stock de capital est exprimé comme un index.

Par ailleurs, en terms de méthodologie économétrique, Coe et Helpman, “*given that the econometrics of pooled cointegration are not yet fully worked out, we place more emphasis on consistency with theoretical model and on the a priori plausibility of the estimated parameters than on the tests of cointegration*” (Coe et Helpman, 1995, p.870), n’interprètent pas leurs résultats, obtenus avec les MCO, dans le contexte de la régression cointégrée. En effet, ils ne montrent pas les tests de significativité des coefficients car, usuellement, les estimations MCO sont biaisées par l’endogénéité des variables explicatives et les statistiques t correspondantes ne suivent pas la loi de Student.

Kao, Chiang et Chen (1999) appliquent la théorie asymptotique des panels cointégrés développée par Kao et Chiang (2000) à la spécification adoptée par Coe et Helpman (ils utilisent aussi les mêmes données). Toutes les estimations MCO corrigés pour le biais, FM (*Fully Modified*) et DOLS (*Dynamic OLS*), confirment l’existence d’un lien entre la TFP et le stock de capital en R&D domestique ; elles confirment aussi la proposition de Coe et Helpman selon laquelle l’impact du stock de capital de R&D domestique des pays du G7 sur la TFP est plus élevé de celui des autres pays. Leurs estimations, toutefois, ne confirment pas l’existence d’une relation entre le stock de capital de R&D étrangère et la TFP locale.

Lichtenberg et Van P. Potterie (2001) confirment l’existence d’une relation de cointégration entre les stocks de capital en R&D domestique et étrangère et la TFP. Leurs estimations toutefois, fondées sur l’estimateur MCO, sont sujettes à un possible biais.

Selon Monhen (1996), deux faits stylisés concernant la littérature empirique sur les effets de propagations internationaux indiquent que (i) la contribution de la R&D étrangère à la TFP est plus élevée dans les petits pays plutôt que dans les grands pays et (ii) l’impact de la R&D étrangère sur la TFP est plus élevé que celui de la R&D domestique.

Une fois avoir pris en compte la R&D des entreprises domestiques et celle étrangère, il reste à considérer une ultérieure source de connaissances qui a souvent été omise des analyses empiriques : la recherche de l’Etat et celle des Universités.

Toutefois, il existe dans la littérature un certain degré de contradiction à propos des effets de la recherche publique sur la productivité du secteur privé. D’un coté, en effet, il existe une certaine évidence empirique de la présence d’externalités positives entre la recherche publique et le secteur privé (Griliches et Lichtenberg, 1984) surtout pour les petites entreprises à haut niveau technologique (Acs, Audretsch et Feldman, 1994). De l’autre coté, toutefois, la recherche publique pourrait avoir un effet d’éviction “*crowding out*” sur la recherche privée, dans le cas où les dépenses publiques se substituent à celles privées.

De manière générale, le niveau actuel de connaissance suggère l’existence d’un lien positif entre la R&D publique et la productivité du secteur privé. Adams (1990) constate que le stock de connaissances représenté par la somme des études à caractère scientifique constitue le contributeur le plus important à la croissance de la productivité des entreprises manufacturières américaines. Nadiri et Mamuneas (1991) trouvent aussi un impact significatif de la R&D financée par l’Etat sur la production du secteur manufacturier des Etats Unis. En dernier, Geuellec et Van Pottelsberghe (2001), pour

un échantillon de pays de l'OCDE très voisin de celui utilisé dans cette analyse, trouvent une élasticité à long terme entre la recherche de l'Etat et des Universités (agrégées ensemble) de l'ordre de 0.17.

Prenant en considération tous ces facteurs, on propose les deux spécifications suivantes, sans et avec interaction entre les stocks de capital de R&D et la variable indicatrice G7.

Spécification sans interaction

$$\ln TFP_{it} = z'_{it}\gamma + \beta^d \ln D_{it}^d + \beta^g \ln D_{it}^g + \beta^u \ln D_{it}^u + \beta^e \ln D_{it}^e + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où :

z'_{it} est un vecteur ligne représentant la composante déterministe ;

D^d est le stock de capital en R&D des entreprises domestiques (secteur privé) ;

D^g est le stock de capital en R&D de l'Etat ;

D^u est le stock de capital en R&D des universités ;

D^e est le stock de capital en R&D étrangère calculé selon la relation (4) ;

les β représentent les élasticités de la TFP par rapport aux différents stocks de capital en R&D ;

ε est le terme d'erreur.

Spécification avec interaction

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & z'_{it}\gamma + \beta^d \ln D_{it}^d + \beta_{G7}^d G7 \ln D_{it}^d + \beta^g \ln D_{it}^g + \beta_{G7}^g G7 \ln D_{it}^g \\ & + \beta^u \ln D_{it}^u + \beta_{G7}^u G7 \ln D_{it}^u + \beta^e \ln D_{it}^e + \beta_{G7}^e G7 \ln D_{it}^e + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

où :

$$G7 = \begin{cases} 1 & \text{si le pays } i \text{ appartient au G7} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} ;$$

les β représentent les élasticités de la TFP par rapport aux différents stocks de capital en R&D pour les pays qui ne font pas partie du G7 ;

les β_{G7} représentent les différences entre les pays appartenant au G7 et les autres en termes d'élasticité de la TFP par rapport aux différents stocks de capital.

3 Les données

Nous présentons en **annexe A** tous les détails sur les sources et la construction des variables. Ici on ne mettra en relief que les caractéristiques principales des données. Le tableau 1 présente les taux de variation des variables sur toute la période.

On remarque d'abord que, pour toutes les variables, les pays du G7 sont caractérisés par des augmentations plus faibles que celles des autres pays.

La productivité totale des facteurs augmente sur la période 1981-98 dans tous le pays : l'Irlande et la Finlande présentent une forte augmentation, de l'ordre de 70% et

<i>PAYS</i>	TFP_{1998} / TFP_{1981}	D^d_{1998} / D^d_{1981}	D^s_{1998} / D^s_{1981}	D^u_{1998} / D^u_{1981}	D^e_{1998} / D^e_{1981}
Allemagne	1,16	1,51	1,65	1,77	2,99
Australie	1,31	6,96	1,57	2,60	2,19
Belgique	1,35	1,28	1,00	2,54	2,63
Canada	1,23	2,66	1,17	1,82	2,68
Danemark	1,33	3,55	1,87	2,18	3,31
Espagne	1,41	4,32	1,98	5,13	5,94
Finlande	1,58	4,43	2,30	3,08	2,99
France	1,34	1,75	1,44	1,65	3,19
Irlande	1,69	7,91	0,83	5,62	2,30
Islande	1,25	20,15	2,33	4,42	2,29
Italie	1,33	1,74	1,44	2,63	2,73
Japon	1,37	2,63	1,74	1,59	3,33
Norvège	1,45	2,62	2,15	1,92	3,31
Pays-bas	1,28	1,73	1,35	2,17	3,18
UK	1,39	1,32	0,71	1,82	2,45
USA	1,29	1,96	1,27	1,82	3,52
G7	1,30	1,94	1,35	1,87	2,99
No G7	1,41	5,88	1,71	3,30	3,13

Table 1: Statistiques descriptives

60% respectivement alors que, en Allemagne, à cause de l'unification, la productivité a augmenté seulement de 16%.

Le stock de capital de R&D domestique augmente dans tous les pays, mais, à une augmentation remarquable dans les pays qui n'appartiennent pas au G7, correspond une augmentation plus modérée pour les pays du G7. En Islande, Irlande et Australie les augmentations sont de l'ordre de 2000%, 700% et 600% alors que, au Royaume-Uni, le stock de R&D domestique n'augmente que de 32%.

Le stock de capital de R&D de l'Etat augmente dans tous les pays sauf pour l'Irlande et le Royaume-Uni, mais une telle augmentation a été beaucoup moins forte que celle de la R&D domestique. On remarque ainsi que les pays nord européens, Norvège, Finlande et Islande, présentent les augmentations les plus élevées.

Le stock de capital de R&D des universités a augmenté de manière très inégale entre les pays du G7 et les autres pays; en Espagne et en Irlande, par exemple, l'augmentation a été supérieure à 400% alors que, dans tous les pays du G7 sauf l'Italie, elle a été inférieure à 90%.

Le stock de capital de R&D étrangère présente des augmentations de l'ordre de 200% avec peu de variabilité entre pays. On peut remarquer ainsi que l'Espagne présente des augmentations des tous les stocks de capital de R&D bien plus élevés que les autres grands pays européens.

4 L'analyse empirique

Nous présentons dans cette partie les résultats des estimations des équations (5) et (6) obtenues en utilisant différentes méthodes. Nous proposons d'abord des estimateurs classiques dans le contexte des données de panel tels que les modèles à effets fixes ou aléatoires et le système de régressions empilées qui, ne prenant pas en compte l'endogénéité des régresseurs et la présence de racines unitaires dans les variables d'intérêt, peuvent donner des estimations biaisées et des tests statistiques qui ne suivent pas une loi de Student usuelle.

C'est pour cette raison que nous proposons une analyse d'intégration-cointégration sur panel, même si'il est à noter qu'une telle approche n'est valable qu'asymptotiquement, ou en s'exprimant avec des termes économiques, elle n'est valable que dans le long terme. Savoir ce que signifie la longueur de ce long terme et si une période de 17 années peut bien être considérée comme du long terme sont deux questions complexes pour lesquelles nous nous limiterons à la comparaisons des différents résultats plutôt que de donner une réponse qui aille au delà des objectifs de ce travail.

4.1 Les modèles à effets fixes et à effets aléatoires

Dans cette section, nous estimons les équations (5) et (6) dans le cadre des modèles à effets fixes et à effets aléatoires. Plus précisément, nous estimons les modèles suivants :

- (i) Modèle à effets individuels fixes,
- (ii) Modèle à effets individuels fixes avec erreurs sériellement corrélés AR1,
- (iii) Modèle à effets individuels aléatoires,
- (iv) Modèle à effets individuels aléatoires avec erreurs sériellement corrélés AR1,
- (v) Modèle à effets individuels et temporels fixes,
- (vi) Modèle à effets individuels et temporels aléatoires.

Sur les méthodes d'estimation et les tests de spécification, désormais bien connus, nous renvoyons à Baltagi, 2001 (chapitres 2-5).

Les estimations des paramètres sont données dans les tableaux 2 et 3. Le tableau 2 présente les résultats obtenus à partir du modèle de base (sans interactions) où les paramètres relatifs aux différents stocks de capital de R&D sont contraints à être les mêmes pour tous les pays, alors qu'en tableau 3 ces paramètres peuvent varier entre les pays du G7 et les autres pays grâce aux interactions entre les différents stocks de capital et la variable indicatrice G7.

Pour le modèle sans interactions, on remarque d'abord que les différentes spécifications sur la composante déterministe et la perturbation donnent des résultats très proches les uns des autres sauf le cas d'effets individuels et temporels fixes où les paramètres estimés ont généralement un ordre de grandeur inférieur aux autres spécifications. Notamment l'élasticité estimée de la TFP par rapport au stock de capital de R&D domestique est toujours très proche de zéro (elle est comprise entre -0,001 pour le modèle à effets individuels et temporels fixes et 0,026 pour le modèle à effets individuels fixes) et n'est jamais significative.

<i>Paramètres estimés</i>	<i>Spécification</i>					
	i)	ii)	iii)	iv)	v)	vi)
β^d	0,0075(0,63)	0,0262(0,38)	0,0041(0,78)	0,0191(0,51)	-0,0013(0,92)	0,0018(0,90)
β^g	-0,035(0,14)	0,0234(0,59)	-0,030(0,28)	0,0238(0,57)	-0,041(0,07)	-0,035(0,13)
β^u	0,189(0,00)	0,182(0,00)	0,197(0,00)	0,186(0,00)	0,123(0,00)	0,183(0,00)
β^e	0,11(0,00)	0,056(0,00)	0,113(0,00)	0,056(0,00)	0,033(0,094)	0,103(0,00)
δ		0,761		0,761		
<i>Hausman</i>			7,79(0,09)	2,74(0,61)		
R^2	0,88	0,62	0,79	0,54	0,9	0,79

p-values entre parenthèses

Table 2: Estimations des modèles à effets fixes et aléatoires

L'élasticité estimée de la TFP par rapport au stock de capital de R&D de l'Etat est aussi toujours très proche de zéro, mais elle est négative sauf dans le cas de perturbations sériellement corrélées, et jamais significative au seuil de 5%. L'impact de la R&D des universités et de la R&D étrangère sur la TFP est positif et statistiquement significatif.

Les résultats obtenus avec l'introduction des interactions indiquent que la R&D domestique a un impact négatif sur la TFP, même si'il est très proche de zéro et significatif, sauf dans le cas des effets individuels aléatoires, pour les pays qui ne font pas partie du G7, alors que pour les pays du G7, il est positif, statistiquement différent de celui des autres pays et compris entre 0,11 et 0,19.

La recherche publique n'est pas significative au seuil de 5% pour les pays n'appartenant pas au G7 alors que pour les pays du G7, on constate un impact négatif, compris entre -0,08 et -0,18, et statistiquement différent de celui des autres pays

La recherche des universités a un fort impact sur la TFP pour les nonG7, compris entre 0,12 et 0,26, et une différence négative statistiquement significative pour les pays du G7 pour lesquels on remarque une élasticité de l'ordre de 0,01 dans le modèle à effets individuels et temporels fixes et de 0,16-0,17 dans les modèles sans effets temporels.

En dernier lieu, la recherche étrangère a, pour les pays qui ne font pas partie du G7, un effet positif de l'ordre de 0,05 et significatif au seuil de 1% dans les modèles à effets individuels et de l'ordre de 0,01 mais pas significatif au seuil de 10% quand les effets temporels sont introduits. De plus, l'interaction entre la R&D étrangère et la variable indicatrice G7 n'est jamais significative au seuil de 10%.

Si on fait l'hypothèse de normalité des perturbations, on peut tester la présence d'effets individuels et temporels avec un test de Fisher. On teste d'abord le modèle sans effets contre le modèle à effets individuels ; pour la spécification sans interactions on obtient une statistique $F(15,268)$ égale à 13,84 et pour la spécification avec interactions une statistique $F(15,264)$ égale à 11,92. Dans les deux cas, on refuse largement au seuil de 1% le modèle le plus contraint, celui sans effets. On teste ensuite le mod-

<i>Paramètres estimés</i>	<i>Spécification</i>					
	i)	ii)	iii)	iv)	v)	vi)
β^d	-0,03(0,07)	0,01(0,73)	-0,04(0,03)	-0,007(0,7)	-0,03(0,04)	-0,04(0,02)
β^d_{G7}	0,17(0,00)	0,15(0,06)	0,18(0,00)	0,20(0,01)	0,12(0,00)	0,14(0,00)
β^g	0,04(0,21)	0,06(0,27)	0,045(0,13)	0,08(0,07)	-0,01(0,63)	0,002(0,93)
β^g_{G7}	-0,16(0,00)	-0,17 (0,08)	-0,17(0,00)	-0,26(0,00)	-0,08(0,10)	-0,10(0,03)
β^u	0,26(0,00)	0,18(0,00)	0,27(0,00)	0,19(0,00)	0,16(0,00)	0,19(0,00)
β^u_{G7}	-0,10(0,03)	-0,02(0,85)	-0,12(0,00)	-0,02(0,79)	-0,15(0,00)	-0,15(0,00)
β^e	0,058(0,01)	0,05(0,00)	0,05(0,01)	0,05(0,00)	0,009(0,70)	0,018(0,41)
β^e_{G7}	0,04(0,29)	-0,004(0,89)	-0,04(0,238)	-0,007(0,89)	0,002(0,96)	-0,014(0,68)
δ		0,751		0,751		
<i>Hausman</i>			8,9(0,35)	15,53(0,049)		
R^2	0,89	0,65	0,81	0,57	0,91	0,81

p-values entre parenthèses

Table 3: Estimations des modèles à effets fixes et aléatoires avec les interactions

èle à effets individuels contre le modèle à effets individuels et temporels : on obtient une statistique $F(17,251)$ égale à 3,65 pour la spécification sans interactions et une $F(17,247)$ égale à 3,63 pour la spécification avec les interactions et, dans le deux cas, on refuse encore au niveau de 1% le modèle le plus contraint, dans ce cas celui à effets individuels.

On utilise ensuite le test d'Hausman (1978) pour vérifier l'absence d'effets individuels spécifiques aux pays corrélés avec les variables explicatives. Ce test compare une estimation par les Moindres Carrés Généralisés (MCG) du modèle à effets aléatoires à l'estimation convergente du modèle à effets fixes.

Un refus éventuelle de l'hypothèse nulle indiquerait la non convergence de l'estimateur des MCG et attesterait la présence d'effets spécifiques aux pays corrélés avec certaines des variables explicatives. Toutefois, les résultats, étant assez discordants, ne permettent pas d'éclairer la question.

On remarque en dernier que, bien que nous avons obtenu des valeur élevées de $\hat{\delta}$ (qui représente l'estimation du paramètre correspondant à la composante auto-régressive de la spécification des perturbations), les estimations des modèles avec perturbations sériellement corrélées faites avec la méthode de Cochrane-Orcutt ne produisent que des variations légères des paramètres estimés.

4.2 Le système de régressions empilées

Quand la dimension temporelle est élevée, pour tenir compte de l'hétérogénéité individuelle sur les paramètres des variables explicatives, une approche possible est d'utiliser le système des régressions empilées - SURE (Seemingly unrelated regressions

equations) - proposé par Zellner (1962) où les n équations (une pour chaque individu) du système sont reliées entre elles seulement via la covariance inter-individuelle des termes d'erreurs.

Dans ce cadre d'analyse, un cas intéressant est donné lorsque l'on impose la contrainte que tous les coefficients sauf les constantes soient égaux parmi les individus ; le modèle qu'on obtient est assez proche du modèle à effets individuels fixes sauf que ce dernier ne tient pas compte de la possible corrélation inter-individuelle, et les variances des perturbations sont contraintes à être égales parmi les individus alors que, dans le premier modèle, elles ne le sont pas.

Nous estimerons d'abord un système de régressions empilées non contraint (tableau 4) ; autrement dit toutes les constantes et les coefficients des variables explicatives sont libres de varier entre les pays. Puisque le test de Breusch et Pagan (1980) refuse largement l'hypothèse nulle d'indépendance inter-individuelle pour un seuil de confiance de 1%, l'estimation par les Moindres Carrés Généralisés est de ce fait plus efficace que l'application des Moindres Carrés Ordinaires à chaque équation du système. Les résultats de l'estimation, toutefois, donnant souvent des coefficients très élevés en valeur absolue, sont assez discordants par rapport à la théorie économique mais aussi par comparaison aux résultats économétriques antérieurs. En effet, le fort degré de colinéarité des régresseurs² et la faible dimension temporelle³, au moins dans le cadre des séries temporelles, produisent des estimations qui ne méritent pas de crédit⁴.

Dans ce contexte, on est alors obligé de contraindre les coefficients des variables explicatives à être égaux parmi les individus. Toutefois, comme nous l'avons déjà dit, l'estimation MCG d'un système de régressions empilées contraint - tenant en compte de la covariance inter-individuelle - possède des propriétés statistiques supérieures à l'estimation MCO d'un modèle à effets fixes.

Nous garderons donc l'hypothèse d'homogénéité des coefficients des variables explicatives, d'abord par rapport à tous les pays, puis nous autoriserons un certain degré d'hétérogénéité comme nous l'avons fait dans la section précédente en permettant aux coefficients de varier entre les pays du G7 et les autres pays. Les résultats des estimations (en tableau 5), même en présence de corrélation inter-individuelle, sont extrêmement proches de ceux obtenus à partir d'un modèle à effets individuels fixes (cf. Tableaux 2 et 3).

4.3 La régression cointégrée

Une analyse de cointégration possède plusieurs propriétés statistiques avantageuses. La plus importante est la "super convergence", i.e. que l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires converge vers la vraie valeur du paramètre à une vitesse supérieure à

²Par exemple pour l'Irlande, les six coefficients de corrélation parmi les quatre composantes de la R&D varient entre 0,901 et 0,997.

³Même s'il ne faut pas oublier que Zellner (1962) appliqua cette méthode à une fonction d'investissement pour dix entreprises et vingt années.

⁴Pour mieux tenir compte de l'évolution temporelle des variables, on a même essayé d'introduire une tendance temporelle dans la régression mais ceci n'a pas apporté des modifications substantielles aux résultats.

<i>Pays</i>	<i>Paramètres estimés</i>			
	β^d	β^g	β^u	β^e
Allemagne	-0,891 (0,079)	0,677 (0,00)	-0,533 (0,00)	0,107 (0,122)
Australie	-0,165 (0,00)	-0,804 (0,00)	0,433 (0,00)	0,047 (0,00)
Belgique	0,772 (0,00)	0,038 (0,441)	0,027 (0,29)	0,085 (0,00)
Canada	0,222 (0,00)	0,135 (0,087)	-0,246 (0,00)	0,103 (0,00)
Danemark	0,002 (0,999)	0,921 (0,02)	-0,935 (0,018)	0,200 (0,00)
Espagne	0,501 (0,00)	-1,085 (0,00)	0,322 (0,00)	-0,097 (0,00)
Finlande	-0,776 (0,00)	0,169 (0,077)	0,871 (0,00)	0,185 (0,00)
France	0,198 (0,021)	0,563 (0,00)	-0,317 (0,00)	0,112 (0,00)
Irlande	-1,049 (0,00)	1,430 (0,00)	1,593 (0,00)	0,247 (0,00)
Islande	-0,174 (0,009)	0,147 (0,412)	0,444 (0,017)	-0,033 0,034
Italie	-0,783 (0,00)	0,725 (0,005)	0,463 (0,00)	0,029 (0,05)
Japon	0,987 (0,00)	0,090 (0,435)	-1,812 (0,00)	0,133 (0,00)
Norvège	-0,474 (0,00)	1,780 (0,00)	-1,140 (0,00)	0,184 (0,00)
Pays-bas	0,154 (0,001)	-1,524 (0,00)	0,667 (0,00)	0,092 (0,00)
UK	-2,689 (0,00)	-1,983 (0,00)	1,034 (0,00)	-0,227 (0,00)
USA	0,435 (0,00)	-0,361 (0,006)	-0,016 (0,754)	0,056 (0,00)

Test d'indépendance inter-individuelle de Breusch-Pagan: $\chi^2(120) = 167,554(0,0027)$

p-values entre parenthèses

Table 4: Estimations du système de régressions empilées non contraint

<i>Paramètre estimés</i>	<i>Tous les pays</i>	<i>Pays du G7</i>	<i>Autres pays</i>
β^d	0,008(0,000)	0,134(0,000)	-0,034(0,000)
β^g	-0,034(0,000)	-0,128(0,000)	0,039(0,000)
β^u	0,189(0,000)	0,158(0,000)	0,261(0,000)
β^e	0,117(0,000)	0,097(0,000)	0,058(0,00)
<i>Test de Breusch et Pagan</i>	$\chi^2(120)=624,84(0,000)$		$\chi^2(120)=643,89(0,000)$

p-values entre parenthèses

Table 5: Estimations du système de régressions empilées contraint

celle correspondant au cas de variables stationnaires.

Kao et Chiang (2000) trouvent que l'estimateur MCO des panels cointégrés est asymptotiquement normal avec une espérance non nulle due généralement à l'endogénéité des régresseurs ; autrement dit cet estimateur est biaisé et le test statistique correspondant ne suit pas une loi de Student usuelle. Kao et Chiang (2000) proposent alors les estimateurs MCO (et les statistiques t correspondantes) corrigés par le biais, FM et DOLS qui sont asymptotiquement gaussiens avec une espérance nulle.

Avant de pouvoir estimer les paramètres, on doit vérifier que les variables sont non stationnaires et dans ce cas, qu'elles sont aussi cointégrées. La tableau 6 présente les tests d'intégration sur les variables en niveaux et en différences.

Pour les variables exprimées en niveaux, on propose les tests de Levin et Lin (1992) et Levin et Lin (1993) avec effets individuels et tendances individuelles, le test de Im, Pesaran et Shin (1997) avec une tendance temporelle pour chaque équation (pays) et le test de Breitung (2000). Pour les variables en différences, les tests sont les mêmes sauf que la tendance temporelle n'est pas introduite dans la composante déterministe du modèle.

Le test de Im, Pesaran et Shin (1997) ne refuse jamais au seuil de 10% l'hypothèse nulle de non stationnarité pour les variables en niveaux et il la refuse toujours au seuil d'1% pour les variables en différences. Toutefois, les résultats des autres tests sont plus en contradiction avec les analyses antérieures : les stocks de capital de recherche domestique et des universités sont toujours $I(0)$ et pour le stock de R&D publique, ces tests ne refusent jamais l'hypothèse nulle quand cette variable est en niveau alors qu'ils la refusent toujours si cette même variable est en différences. Pour la flexibilité plus grande permise sous l'hypothèse alternative du test de Im, Pesaran et Shin (1997) et la cohérence avec les études qui nous ont précédé, nous continuons cette analyse sous l'hypothèse que toutes les variables sont $I(1)$.

La tableau 7 présente les tests de cointégration de Pedroni (1999) et Kao (1999) pour les modèles sans et avec interactions. Tous les tests statistiques, sauf DF_ρ et DF_t qui sont basés sur l'hypothèse d'exogénéité stricte des régresseurs, refusent largement l'hypothèse nulle d'absence de cointégration.

Les tableaux 8 et 9 présentent les coefficients estimés avec les méthodes MCO avec correction pour le biais, FM et DOLS. On remarque d'abord que les paramètres estimés avec FM et DOLS sont très proches. Il ne faut pas oublier, en effet, qu'ils ont la même distribution asymptotique.

Nous nous intéressons aussi à examiner l'amplitude du biais de l'estimateur MCO, i.e. le modèle à effets individuels fixes, par rapport aux autres estimateurs. On souligne que l'estimateur des Moindres Carrés Ordinaires corrigés par les biais donne des résultats similaires à l'estimateur MCO même si les écarts-types sont généralement moins élevés dans le premier. En effet, Chen, McCoskey et Kao (1999) ont trouvé que, dans des échantillons de taille finie, l'estimateur MCO corrigé n'améliore pas les performances de celui non corrigé. En revanche, ils ont montré que, même si'ils sont asymptotiquement équivalents, les estimateurs FM et DOLS produisent des estimations assez différentes en termes soit de l'amplitude des paramètres que du test statistique correspondant dans le cas d'échantillons de taille finie. Le changement le plus remarquable est la diminution de l'élasticité de la TFP par rapport au stock de

<i>Variable</i>	<i>LL92_6</i>	<i>LL93_3</i>	<i>IPS97_2</i>	<i>B</i>	<i>LL92_5</i>	<i>LL93_2</i>	<i>IPS97_1</i>
$\ln TFP$	-1,179 (0,119)	24,311 (0,000)	0,272 (0,393)	-2,537 (0,006)			
$\ln D^d$	6,784 (0,000)	-11,539 (0,000)	1,353 (0,889)	-4,325 (0,001)			
$\ln D^g$	7,359 (0,000)	-8,606 (0,000)	-0,121 (0,451)	-2,970 (0,002)			
$\ln D^u$	3,815 (0,000)	3,927 (0,000)	-1,476 (0,070)	-3,413 (0,001)			
$\ln D^e$	0,399 (0,344)	21,681 (0,000)	1,496 (0,067)	0,586 (0,278)			
$\Delta \ln TFP$				-7,333 (0,000)	-12,155 (0,000)	28,406 (0,000)	-3,338 (0,001)
$\Delta \ln D^d$				-3,177 (0,001)	-1,905 (0,028)	8,901 (0,000)	-2,008 (0,022)
$\Delta \ln D^g$				0,286 (0,387)	0,011 (0,495)	9,856 (0,000)	-0,589 (0,277)
$\Delta \ln D^u$				-2,706 (0,001)	-3,167 (0,001)	15,286 (0,000)	-3,089 (0,001)
$\Delta \ln D^e$				-7,731 (0,000)	-11,081 (0,000)	30,320 (0,000)	-4,806 (0,000)

p-values entre parenthèses

Table 6: Tests de non stationnarité des panels

	Sans interactions	Avec interactions
Pedroni (1999)		
<i>Panel v</i>	3,722 (0,000)	3,448 (0,000)
<i>Panel ρ</i>	-10,891(0,000)	-9,793(0,000)
<i>Panel t</i>	-4,792(0,000)	-4,368(0,000)
<i>Panel t (paramétrique)</i>	-450,496(0,000)	-372,707(0,000)
<i>Group ρ</i>	-17,557(0,000)	-18,977(0,000)
<i>Panel t</i>	-6,546(0,000)	-6,465(0,000)
<i>Panel t (paramétrique)</i>	-6,956(0,000)	-6,456(0,000)
Kao (1999)		
DF_{ρ}	0,403(0,343)	0,578(0,281)
DF_t	0,192(0,423)	0,414(0,339)
DF^*_{ρ}	-3,796(0,001)	-3,361(0,000)
DF^*_t	-1,548(0,060)	-1,3805(0,083)
ADF	-1,751(0,040)	-1,665(0,047)

p-values entre parenthèses

Table 7: Tests de cointégration des panels

capital de R&D étrangère et de son niveau de significativité.

Etant donné que les simulations par la méthode de Monte Carlo effectuées par Kao et Chiang (2000) montrent la supériorité de l'estimateur DOLS par rapport à l'estimateur FM dans des échantillons de taille finie, on concentrera notre attention sur les résultats obtenus avec le premier. Toutefois, l'utilisation de l'estimateur DOLS implique le choix "arbitraire" des retards, ce qui représente une question intéressante mais qui va au delà des objectifs de ce travail. Nous avons choisi de garder le même nombre de retards pour tous les pays et plus précisément nous avons estimé la spécification suivante :

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \sum_{j=-2}^1 c_{ij}\Delta x_{it+j} + v_{it}$$

où y_{it} désigne le logarithme de la TFP et x_{it} le vecteur colonne des variables explicatives contenant les différents stocks de capital de R&D, elles aussi exprimées en logarithmes.

	<i>MCO</i>	<i>MCO corrigé</i>	<i>FM</i>	<i>DOLS</i>
<i>Paramètres estimés</i>				
β^d	0,0075(0,63)	0,013(0,344)	-0,004(0,449)	-0,011(0,401)
β^g	-0,035(0,14)	-0,051(0,165)	0,015(0,386)	-0,005(0,463)
β^u	0,189(0,00)	0,171(0,000)	0,229(0,000)	0,235(0,000)
β^e	0,11(0,00)	0,137(0,000)	0,064(0,001)	0,063(0,032)

p-values entre parenthèses

Table 8: Estimation du modèle sans interactions par les méthodes OLS corrigé par le biais, FM et DOLS

	<i>MCO</i>	<i>MCO corrigé</i>	<i>FM</i>	<i>DOLS</i>
<i>Paramètres estimés</i>				
β^d	-0,03(0,07)	-0,036(0,154)	-0,063(0,048)	-0,072(0,061)
$\beta^{d_{G7}}$	0,17(0,00)	0,139(0,065)	0,291(0,001)	0,278(0,009)
β^g	0,04(0,21)	0,043(0,233)	0,111(0,038)	0,139(0,031)
$\beta^{g_{G7}}$	-0,16(0,00)	-0,172(0,051)	-0,267(0,001)	-0,304(0,013)
β^u	0,26(0,00)	0,265(0,000)	0,304(0,000)	0,314(0,000)
$\beta^{u_{G7}}$	-0,10(0,03)	-0,117(0,118)	-0,157(0,067)	-0,196(0,000)
β^e	0,058(0,01)	0,056(0,043)	0,001(0,498)	0,023(0,463)
$\beta^{e_{G7}}$	0,04(0,29)	0,067(0,106)	0,054(0,171)	0,089(0,121)

p-values entre parenthèses

Table 9: Estimation du modèle avec interactions par les méthodes OLS corrigé par le biais, FM et DOLS

L'estimation du modèle le plus contraint, celui sans interactions, indique que, pour tous les pays, la recherche domestique et publique n'ont pas eu un effet statistiquement significatif sur la TFP alors que l'impact de la recherche universitaire et étrangère est positif et significatif. Pour la première, significative au niveau de 1%, l'élasticité estimée est égale à 0,23 et pour la deuxième, significative au seuil de 5%, l'élasticité est de l'ordre de 0,06. L'inclusion des interactions, toutefois, modifie sensiblement les résultats : la recherche domestique a, comme dans les études de Coe et Helpman (1995) et Kao, Chiang et Chen (1999), un impact sur la TFP de l'ordre de 0,2 et il est significatif au seuil de 1% pour les pays du G7 mais non significativement différent de zéro pour les autres pays alors que dans les études citées, elle est significative avec une élasticité de 0,09.

Le coefficient estimé de la R&D publique est égal à 0,13, significatif au seuil de 5%, pour les pays autres que G7 et négatif, -0,16, pour les pays du G7, la différence entre les deux étant statistiquement significative au seuil de 5%. La recherche des universités a eu un impact positif pour les deux groupes de pays même si les petits pays ont montré des performances meilleures que celles des grands pays du G7 : l'élasticité estimée est égale à 0,31 pour les premiers et à 0,12 pour les deuxièmes, la différence entre les deux étant significative au seuil d'1%.

Enfin, l'inclusion des interaction a rendu non significatif pour les deux groupes des pays, même au seuil de 10%, le coefficient estimé de la recherche étrangère, ce qui confirme les résultats obtenues par Kao, Chiang et Chen (1999).

5 Conclusions et implications de politique économique

Cet article, suite au travail de Coe et Helpman (1995) et des revisitations qui ont suivi, cherche, sur un échantillon en panel de seize pays de l'OCDE observés sur la période 1981-98, à déterminer l'ampleur véritable du lien entre les différents stocks de connaissances, notamment "celles étrangères" véhiculées entre pays grâce aux flux commerciaux, et la productivité totale des facteurs. Suivant l'indication fournie par Lichtenberg et Van P. Potterie (1998, 2001), nous avons adopté une formulation alternative pour la recherche étrangère et, pour pouvoir apprécier les différences entre les pays du G7 et les autres pays, nous avons ainsi estimé le modèle en faisant interagir les stocks de capital de R&D avec une variable indicatrice. Les estimations ont été effectuées avec un large éventail de méthodes : celles "classiques" dans le cadre des données de panel, notamment les modèles à effets fixes ou aléatoires et le système des régressions empilées, mais aussi celles dérivantes de l'application de la théorie asymptotique des panels cointégrés développée par Kao et Chiang (2000).

Les estimations obtenues avec ces différentes méthodes sont relativement proches, bien que les résultats obtenus pour la recherche étrangère à partir des deux spécifications adoptées, sans et avec interactions, présentent un certain degré de contradiction. Cela peut s'expliquer d'une part par la faible dimension du panel ($N=16$, $T=18$) et d'autre part par la très forte hétérogénéité des comportements individuels dans l'échantillon des 16 pays de l'OCDE. On peut dès lors, donc, se poser la question sur l'éventualité pour les travaux futurs d'abandonner l'hypothèse d'homogénéité des coefficients des variables explicatives.

Pour le modèle sans interactions, toutes les estimations indiquent que ce sont la recherche universitaire et la recherche étrangère qui sont les véritables contributeurs à la productivité avec des élasticités estimées comprises entre 0,14 et 0,23, pour la première, et entre 0,05 et 0,11, pour la deuxième, toutes significativement différentes de zéro, alors que les paramètres de la recherche domestique et la recherche publique sont toujours très proches de zéro et non significatifs.

Les estimations du modèle avec interactions donnent un certain nombre de précisions. Elles confirment par exemple le résultat obtenu par Coe et Helpman (1995) selon lequel la recherche domestique aurait un impact sur la productivité plus élevé dans les grands pays appartenant au G7 que dans les autres pays. Nos élasticités sont de l'ordre de 0,2 pour le premier groupe de pays et voisines de zéro pour le deuxième groupe.

En revanche, la recherche publique a eu un impact négatif de l'ordre de 0,15 pour les pays du G7 alors que, pour les autres pays, elle semble avoir eu un effet positif avec une élasticité estimée autour de 0,15. La recherche effectuée par les universités semble elle aussi être plus productive dans les petits pays avec une élasticité de l'ordre de 0,25-0,30 alors que, pour les pays du G7, elle est autour de 0,12-0,15.

Les résultats obtenus pour la recherche étrangère dans le modèle avec interactions indiquent qu'elle n'était pas significative ni pour les pays du G7, ni pour les autres pays ; ici donc il y a contradiction avec les résultats obtenus à l'aide du modèle sans interactions dans lequel l'effet de la recherche étrangère est toujours significativement différent de zéro.

En conclusion, les quelques remarques critiques émises peuvent constituer des outils pour des analyses futures. Elles, toutefois, ne doivent pas faire oublier que ce papier parvient à obtenir plusieurs résultats qui donnent des implications assez claires en terme de politique économique.

De manière générale, notre travail indique, une fois de plus, l'importance des avancements technologiques et scientifiques pour la croissance économique, soit-ils dérivants de la R&D faite par les entreprises, par les universités ou importée de l'étranger. Les gouvernements doivent donc parvenir à mettre en place des politiques cohérentes pour tenir en compte de cet aspect de multitude de sources technologique pour entraîner la croissance économique.

De manière détaillée, nous soulignons les deux aspects suivants : en premier lieu, il faut que les gouvernements donnent des financements adéquats pour la R&D du secteur publique, notamment aux universités. Cependant, étant donné l'extrême hétérogénéité des différents systèmes nationaux, il faudrait d'autres études par pays pour parvenir à des conclusions plus solides sur la distinction laboratoires d'Etat-universités. Secundo, les gouvernements doivent permettre l'ouverture de leur pays aux technologies étrangères à travers des flux commerciaux. Ils doivent donc garantir que les entreprises soient capables d'absorber les technologies étrangères.

References

- [1] Acs Z., Audretsch D., Feldman M. (1993). "Innovation and R&D Spillovers", CEPR Discussion Paper, no. 865
- [2] Adams J. (1990). "Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 673-702.
- [3] Aghion P., Harris C., Vickers J. (1997). "Competition and growth with step-by-step innovation", *European Economic Review*, 41, 771-782.
- [4] Aghion P., Harris C., Owitt P., Vickers J. (2001). "Competition and growth with step-by-step innovation", *Review of Economic Studies*, 68, 467-492.
- [5] Aghion P., Howitt P. (1992). "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60, 323-51.
- [6] Aghion P., Howitt P. (1998). *Endogenous Growth Theory*. Cambridge, MA : MIT University Press.
- [7] Baltagi B.H. (2001). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley, Chichester.
- [8] Banerjee A. (1999). "Panel Data Units and Cointegration : An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 607-629.
- [9] Breitung J. (2000). "The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data", *Advances in Econometrics* 15, 161-178.
- [10] Cameron G. (1996). "Innovation and economic growth ", Centre for Economic Performance Discussion Paper no. 227.
- [11] Coe D. T., Helpman E. (1995). "International R&D Spillovers," *European Economic Review*, 39(5). 859-887.
- [12] Griliches Z., Lichtenberg F. (1984). "R&D and Productivity Growth at the Industry Level : Is There Still a Relationship?", dans Griliches, Z. ed. *R&D, Patents and Productivity* (Chicago :University of Chicago Press).
- [13] Guellec D., Van Pottelsberghe de la Potterie B. (2001). "R&D and productivity growth : panel data analysis of 16 OECD countries", *OECD Economic Studies*, 33, 104-126.
- [14] Hadri K. (2000). "Testing for stationarity in Heterogenous Panel Data", *Econometrics Journal*, 3-2, 148-161.
- [15] Harris R. D.F., Tzavalis E. (1999). "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed", *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
- [16] Hausman J.A.(1978). "Specification Tests in Econometrics", *Econometrica*, 46, 1251-1271.
- [17] Im K.S., Pesaran M.H., Shin Y. (1997). "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," Manuscrit, University of Cambridge. <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/>.
- [18] Jones C.I. (1998). "With or without scale effects?", Manuscrit, Standford University.

- [19] Kao C. (1999). "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data", *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.
- [20] Kao C. , Chiang M.H., Chen B. (1999). "International R&D Spillovers : An Application of Estimation and Inference in Panel Cointegration", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 691-709.
- [21] Kao C., Chiang M.H. (2000). "On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data", *Advances in Econometrics* 15, 179-222.
- [22] Levin A., Lin C.F. (1992). "Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite-Sample Properties", Working Paper, University of California, San Diego.
- [23] Levin A., Lin C.F. (1993). "Unit Root Tests in Panel Data : New Results", Working Paper, University of California, San Diego.
- [24] Lichtenberg F., Van Pottelsberghe de la Potterie B. (1998). "International R&D Spillovers : A Comment", *European Economic Review*, 42(8) 1483-1491.
- [25] Lichtenberg F., Van Pottelsberghe de la Potterie B. (2001). "Does foreign direct investment transfer technology across borders", *Review of Economics and Statistics*, 83, 490-497.
- [26] Mairesse J. (2002). "Innovation, recherche et productivité des entreprises", INSEE Méthodes, 11 décembre 2002, 8e séminaire de la Direction des Statistiques d'Entreprises.
- [27] Mairesse J., Mohnen P. (2003). "Econométrie de l'innovation ", dans P. Mustar et H. Penan (eds.), *Encyclopédie de l'Innovation*, Economica, Paris, 2003, 431-452.
- [28] Mairesse J., Hall B.H. (1996). "La productivité de la recherche et développement des entreprises industrielles aux Etats-Unis et en France ", *Economie et Prévision*, 126, 91-110.
- [29] McCoskey S., Kao C. (1998). "A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data", *Econometric Reviews*, 17, 57-84.
- [30] Mohnen P. (1996). "Some Estimates of International R&D Spillovers ", Manuscrit, Université du Québec à Montréal.
- [31] Nadiri M., Mamuneas T. (1991). "The Effects of Public Infrastructure and R&D Capital on the Cost Structure and Performance of US Manufacturing Industries", papier présenté à NBER Summer Institute.
- [32] Pedroni P. (2001). "Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis," Manuscrit, Department of Economics, Indiana University.
- [33] Pedroni P. (2001). "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-678.
- [34] Pedroni P. (2001). "Purchasing power tests in cointegrated panels", *Review of Economics and Statistics*, 83, 727-731
- [35] Phillips P.C.B., Moon H.R. (1999). "Linear regression limit theory for nonstationary Panel Data", *Econometrica*, 67, 1057-1111.

- [36] Schumpeter J.A. (1942). *Capitalism, Socialism and Democracy*, New York : Harper.
- [37] Zellner A. (1962). “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias”, *Journal of the American Statistical Association*, 57, 348-368.

A APPENDIX : Sources des données et définitions

Pour chaque pays, la productivité totale des facteurs TFP est définie par :

$$TFP = Y / [L^\alpha K^{(1-\alpha)}]$$

où Y, K et L sont respectivement le produit, le stock de capital et le flux de travail du secteur privé défini ainsi par l'OECD : *"The business sector is defined as the institutional sector whose primary role is the production and sale of goods and services. This sector corresponds to the corporate, quasi-corporate and unincorporate enterprises, including public enterprises"*. Toutes les variables sont indexées avec 1990=1 et $\alpha = wL/pY$. La source est la base OECD Economic Outlook.

Les estimations du capital en recherche et développement ont été faites à partir des données des dépenses nominales en R&D exprimées en dollars à prix 1990 (RN) provenant de la base OECD Main Science and Technology Indicators. On a calculé d'abord les dépenses réelles (R) définies par :

$$R = RN/PR$$

où PR est un indice du prix de la R&D, défini par :

$$PR = 0,5p + 0,5w$$

Dans cette expression, p est le déflateur de l'output du secteur privé et w est un indice du salaire moyen de ce secteur. Pour un nombre restreint de pays, la dépense en R&D n'était pas disponible pour tous les années. Dans ces cas, les valeurs manquantes ont été estimées à partir de la régression suivante :

$$\ln R = a \ln Y + b \ln I$$

où Y est l'output réel en dollars de 1990 et I représente les investissements, exprimés eux aussi en dollars de 1990. On a calculé le stock de capital en R&D pour le secteur privé (D^d), l'état (D^g) et les universités (D^u) selon la méthode de l'inventaire permanent. Le stock à la date t est égal au nouvel investissement à la date t plus le stock en t-1 moins l'amortissement (ou dépréciation) :

$$D_t = R_t + (1 - \delta) D_{t-1}$$

On peut réécrire ainsi cette expression :

$$D_t = R_t + (1 - \delta) R_{t-1} + (1 - \delta)^2 R_{t-2} + (1 - \delta)^3 R_{t-3} + \dots + (1 - \delta)^n R_{t-n}$$

Pour construire le stock initial, on fait l'hypothèse d'un taux de croissance annuel constant des investissements passés :

$$D_t = R_t + (1 - \delta) \lambda R_t + (1 - \delta)^2 \lambda^2 R_t + (1 - \delta)^3 \lambda^3 R_t + \dots + (1 - \delta)^n \lambda^n R_t$$

et donc :

$$D_t = \frac{R_t}{(1 - \lambda)(1 - \delta)}$$

où $\lambda = 1/(1 + \eta)$, η étant le taux de croissance annuel moyen de R_t . Le taux de dépréciation, δ , a été posé égal à 0.05. Le stock de capital étranger a été calculé ainsi :

$$D_i^e = \sum_j \frac{m_{ij}}{y_i} D_j^d$$

où D^d est le stock de capital des entreprises domestiques ; m_{ij} représentent les importations de biens et services du pays i en provenance du pays J ; elles proviennent de la base de données OCDE Montly Foreign Trade Statistics.