



Munich Personal RePEc Archive

Productivity and R&D in Luxembourg

Dominique Bianco and Evens Salies

University of Nice-Sophia-Antipolis, GREDEG (CNRS), OFCE

December 2009

Online at <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/21170/>

MPRA Paper No. 21170, posted 6. March 2010 11:48 UTC

Productivité et R&D au Luxembourg¹

Dominique Bianco*
Evens Salies**

Une manière de vérifier la pertinence de la théorie de la croissance endogène est de tester en économie fermée l'existence d'une relation entre l'innovation et la productivité globale des facteurs. Plus récemment, cette approche a été élargie afin de tenir compte des externalités induites par les activités d'innovation venant de l'étranger. Cet article tente de tester cette relation dans le cas d'un pays souvent négligé, le Luxembourg, à partir d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Ce modèle, plus flexible que l'approche qui consiste à relier de manière ad hoc la productivité à l'innovation, nous permet de tester le caractère exogène des externalités induites par les activités étrangères en R&D.

PRODUCTIVITY AND R&D IN LUXEMBOURG

A way to test the relevance of endogenous growth theory is to test this existence of the relationship between innovation and total factor productivity at the country level. More recently this approach has been extended to take account of externalities induced by innovation activities from foreign countries. This article is an attempt to test this relationship in the case of an often neglected country, Luxembourg, from a vector error correction model. This more flexible approach than those that relate productivity to innovation ad hoc, allows us to test the exogenous nature of externalities induced by R&D activities from abroad.

Classification *JEL* : E5 ; D8 ; G2

INTRODUCTION

Contrairement à la théorie néoclassique de la croissance (Solow [1957]) qui traite le progrès technique comme un processus exogène, et ne peut donc pas l'expliquer, les nouvelles théories de la croissance fournissent une explication du progrès technique fondée micro-économiquement. Ce faisant, ces théories donnent également une description des mécanismes économiques permettant de mieux comprendre les sources de croissance à long terme. En effet, pour Romer

¹ Les points de vue exprimés dans cet article sont ceux des auteurs et n'engagent nullement l'OFCE, l'Université de Nice-Sophia-Antipolis et le STATEC. Cette recherche a été développée lorsque le premier auteur était chercheur au STATEC. Nous remercions les participants à la conférence « En route pour Lisbonne 2008 », 4-5 Décembre 2008, ainsi qu'Anne Dubrocard et Karine Chakir pour leurs suggestions. Les erreurs éventuellement présentes dans cet article restent de la responsabilité des auteurs.

* Université de Nice-Sophia-Antipolis, GREDEG (CNRS), 250 rue Albert Einstein F-06560 Valbonne (France). E-Mail : dominique.bianco@gredeg.cnrs.fr.

** OFCE, 250 rue Albert Einstein, 06560 Valbonne (France). E-mail : evens.salies@science-po.fr.

[1990], Grossman et Helpman [1991] et Aghion et Howitt [1992], l'innovation (horizontale ou verticale) permettant des gains de productivité est la source ultime de la croissance. Cette innovation découlant d'incitations économiques (le profit post-innovation) se caractérise par des les efforts fournis en matière de R&D par les firmes, c'est-à-dire des dépenses de R&D.

Dès lors, il apparaît important de s'interroger sur l'effet des dépenses de R&D sur la productivité globale des facteurs (PGF dans la suite de l'article), de manière empirique, afin de confirmer ou d'infirmer les résultats de la théorie. Coe et Helpman [1995] sont les premiers économistes à tenter de répondre à cette question dans un contexte d'économie ouverte, ce qui nécessite de prendre en compte l'influence potentielle des dépenses de R&D des pays étrangers. C'est la raison pour laquelle, ces auteurs cherchent à quantifier les externalités induites par les activités étrangères en R&D en dissociant les stocks de R&D² domestique et étranger³. Ils estiment leur modèle en utilisant des données macroéconomiques de 21 pays de l'OCDE plus Israël sur une période allant de 1971 à 1990. Coe et Helpman [1995] montrent non seulement que, la PGF dépend du stock de connaissance domestique, mais également du stock de connaissance étrangère. Bien évidemment, ce dernier effet est d'autant plus fort que l'économie considérée est ouverte.

Suite à cet article fondamental, une littérature grandissante s'est emparée de cette problématique. Plus précisément, selon Coe *et alii* [2009], cette littérature s'est focalisée principalement sur la recherche d'une définition plus appropriée du stock de connaissance étrangère⁴. En utilisant les données de 77 pays en voie de développement sur la même période, Coe *et alii* [1997] montrent dans leur analyse que les externalités du stock de connaissance étrangère provenant de 22 pays industrialisés sont substantiellement positives et significatives. Keller [1998] montre que mesurer le stock de connaissance étrangère comme une simple moyenne des stocks de connaissances des pays commerciaux donne des résultats aussi satisfaisants que l'utilisation d'une mesure reposant sur une pondération des exportations bilatérales. La première a l'avantage d'être simple, mais ne tient pas compte de l'intensité des relations entre les pays. La deuxième mesure, qui est celle utilisée par exemple par Coe et Helpman [1995], Coe *et alii* [1997] et Coe *et alii* [2009], génère un biais d'agrégation comme l'ont montré Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998]. Selon ces auteurs,

² Dans cet article, « stock de R&D » et « stock de connaissance » seront utilisés comme synonymes.

³ Pour un excellent survol de la littérature sur les externalités internationales des dépenses de R&D, voir Cincera et van Potelsberghe de la Poterie [2001].

⁴ Deux autres points sont abordés dans cette littérature. Premièrement, l'élargissement du cadre d'analyse à de nouveaux facteurs pouvant déterminer la PGF comme le capital humain ([Engelbrecht [1997], Khan et Luintel [2006]), et le financement public de la R&D (Guellec et van Potelsberghe de la Poterie [2001, 2004]). Malheureusement, pour le Luxembourg, nous ne disposons pas de données fiables pour ces variables. Deuxièmement, il s'agit de trouver de nouvelles techniques économétriques fondées sur l'économétrie des données de panels pour analyser ces questions. Cependant, cette extension possible est sans intérêt dans notre perspective puisque nous nous concentrons sur un seul pays.

il est préférable d'utiliser les exportations vers le pays destinataire plutôt que les importations bilatérales dans la construction du stock de connaissance étrangère.

De manière intéressante, à part Cardi [2003], aucune de ces études n'a intégré le Luxembourg qui, bien qu'il s'agisse d'une petite économie, est très ouverte. La part des importations dans le produit intérieur brut est en moyenne de 102,5% sur la période 1981-2007, passant de 84% à 144%. Quant au degré d'ouverture (mesurée comme la somme des exportations et des importations rapportée au produit intérieur brut), il est, en moyenne, de 222% sur la même période, passant de 173% à 321%.

Notre contribution dans cet article est double. Premièrement, il s'agit de revisiter les résultats de Cardi [2003], en utilisant des séries mises à jour. En effet, ces séries englobent la période plus récente, 2000-2007 de la PGF et des stocks de connaissance domestique et étrangère⁵. Deuxièmement, à la différence des travaux cités, y compris celui de Cardi [2003], nous suivons l'approche de Johansen [1996] et partons d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (VCE par la suite). La pertinence de cette approche dans le cas d'un petit pays comme le Luxembourg mérite d'être explicitée. Tout d'abord, notons que Cardi [2003] développe deux modèles scalaires à correction d'erreurs à une équation où la PGF est la variable expliquée. Le premier relie la PGF au stock de connaissance étrangère et au degré d'ouverture du Luxembourg sur la période 1971-1999. Le second estime l'effet du stock de connaissance domestique et étrangère et du degré d'ouverture sur la PGF pour la période 1981-1999. La limite de cette approche est qu'elle impose les variables de l'équation qui sera soumise au test de cointégration. Ce faisant, elle impose l'ordre « causal » entre les variables d'intérêt, en supposant le caractère exogène du stock de connaissance domestique. Enfin, l'auteur se concentre uniquement sur le marché des biens qui ne représente que 20% de la valeur ajoutée au Luxembourg.

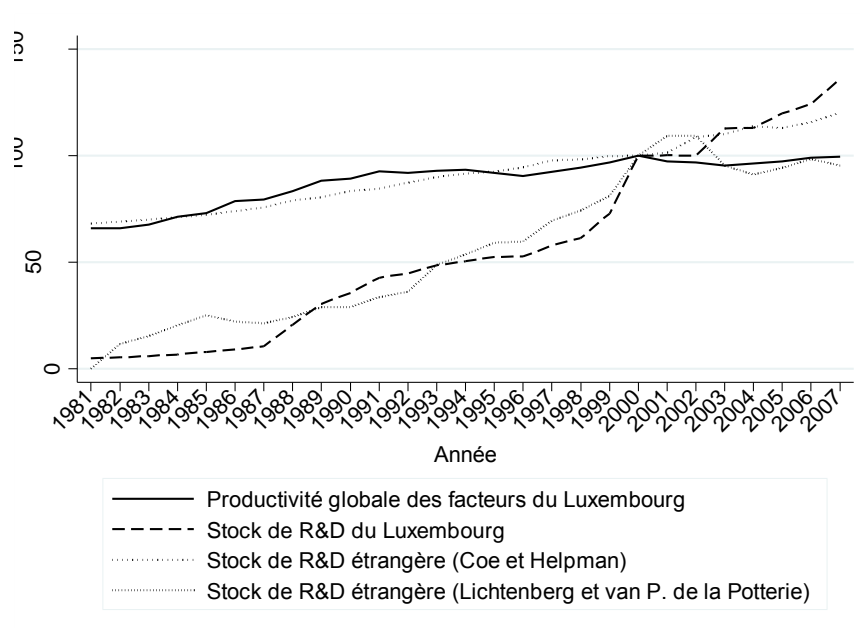
Le plan est le suivant. Dans la prochaine section, nous décrirons les variables utilisées pour lesquelles nous testerons la présence d'une racine unitaire. Nous présentons ensuite le modèle VCE appliqué sur ces données. Nous utilisons deux mesures du stock de connaissance étrangère. Afin de comparer nos résultats à ceux de Cardi [2003] pour le Luxembourg et d'autres travaux sur d'autres pays, nous utilisons non seulement la mesure à la Coe et Helpman [1995], mais également la mesure de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998]. L'avant dernière section discute les résultats obtenus. Nous montrons que le choix de la mesure du stock de connaissance influence de manière dramatique le test de la théorie de la croissance endogène dans une petite économie ouverte comme le Luxembourg. Un autre résultat est qu'il pourrait exister plus d'une relation de long-terme, l'une entre la PGF et le stock de connaissance étrangère, et l'autre entre les stocks de connaissance domestique et étrangère.

⁵ Pour une raison qui sera évoquée plus loin, nous estimerons le modèle économétrique développé dans notre article sur un sous échantillon qui exclut les années 1981-1987.

LES DONNEES ET SELECTION D'UN SOUS ECHANTILLON

Les données proviennent du Statec (dépenses privées de R&D uniquement pour le Luxembourg et importations), d'Ameco⁶ (PGF) et d'Eurostat (dépenses privées de R&D des pays partenaires dans les échanges internationaux) allant de 1981 à 2007. Nous présentons dans une section ANNEXE les détails concernant les sources des données ainsi que les méthodologies utilisées pour construire les stocks de connaissance. Comme le montre le Graphique 1, ci-dessous, l'évolution du stock de R&D domestique du Luxembourg (*SRDD*) suit une tendance haussière très forte sur l'ensemble de la période. En effet, l'indice (en millions de dollars US à prix constant, ramené à 100 pour l'année 2000) du niveau de ce stock de connaissance est passé en valeur de 5 à 137 sur la période 1981-2007. Quant au stock de R&D étrangère (*SRDF*) auquel ont accès les firmes luxembourgeoises via la diffusion internationale des connaissances, la lecture de son évolution dépend de la mesure employée.

Graphique 1. Stock de R&D domestique et étrangère et PGF, 1981-2007
(en million de dollars PPA à prix constant 2000)



⁶ Nous préférons utiliser les données provenant d'Ameco que celles du Statec car elles sont plus longues. En effet, la série de la PGF du Statec ne débute qu'en 1995 alors que celle d'Ameco commence en 1960. Néanmoins, compte tenu de la disponibilité des données sur les dépenses de R&D, nous sommes contraints de retenir 1981 comme date de début de nos séries temporelles.

Ce stock mesuré à partir de la formule de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998] s'élève à un rythme tout aussi soutenu, avec cependant une stagnation, voire une réduction à partir de 2001. En revanche, ce stock mesuré à partir de la formule de Coe et Helpman [1998] croît moins fortement et ne connaît pas de déclin. Contrairement à l'évolution des stocks de R&D domestique et étrangère, la PGF (*PGF*) a connu une hausse relativement plus modeste au cours de la même période, avec un taux de croissance qui tend à décroître au fil du temps. Bien que ces variables (*PGF*, *SRDD*, et *SRDF* mesuré selon les deux méthodes), aient plutôt tendance à croître entre 1981 et 2007 inclus, elles ne semblent pas évoluer de manière concomitante à court-terme. Il pourrait exister des retards d'ajustement entre l'évolution des variables qui seront plus facile à apprécier à partir de l'estimation du modèle dynamique VCE, que nous présenterons dans la prochaine section.

Une étape préalable à l'estimation du modèle VCE consiste à tester la nature de la tendance de chaque variable, c'est-à-dire son caractère stochastique ou pas. Pour cela, nous avons utilisé différentes statistiques de test sur le logarithme des séries prises en niveau et en différence première.

Tableau 1. Tests de racine unitaire

Variable	Niveau		Différences premières	
	PP ^a	ERS	PP	ERS
Productivité				
(<i>PGF</i>)	-1,275	-1,345(1)	-4,913***	-4,163***(3)
R&D Domestique				
(<i>SRDD</i>)	-1,059	-1,508(1)	-3,416***	-4,343(1)***
R&D Etrangère				
(<i>SRDF</i>), CH ^b	-2,955	-2,403(1)	-5,627***	-3,284**(1)
R&D Etrangère				
(<i>SRDF</i>), LP ^c	-1,544	-0,687(1)	-3,756**	-2,767(1)

Le nombre d'observations T est égal à 27 pour les variables *PGF* et *SRDD* et 26 pour la série *SRDF* lorsque celles-ci sont prises en niveau. Les résultats ont été obtenus avec le logiciel Stata, version 10.1. '***', '**', '*' indiquent respectivement le rejet de l'hypothèse nulle au seuil de 1, 5 et 10%.

- a. Statistique de test Z_t . Dans le test PP, le nombre de retards est déterminé de manière endogène et vaut deux ($\lfloor 4(T/100)^{2/9} \rfloor$) pour chaque variable. Dans le test ERS, le nombre de retard maximal vaut huit ($\lfloor 12\{(T+1)/100\}^{1/4} \rfloor$) et le nombre de retard optimal pour lequel nous reportons la statistique est aussi déterminé de manière endogène. Ce dernier est calculé à partir du critère d'information de Schwarz et est indiqué entre parenthèses. L'équation de régression inclut une tendance affine dans chaque modèle.
- b. Mesure du stock de connaissance étrangère à la Coe et Helpman [1995].
- c. Mesure du stock de connaissance étrangère à la Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998].

Trois types de tests ont été employés, dont deux sont reportés dans le Tableau 1 ci-dessus. Nous avons commencé par appliquer le test de Dickey et Fuller augmenté (ADF par la suite) avec un nombre (exogène) de retards égal à un afin de corriger une éventuelle corrélation sérielle. Nous avons inséré ce test dans une procédure qui suit la stratégie 'S1' d'Ayat et Burridge [2000]. Nous avons complété cette procédure par le test de Phillips et Perron [1987] (PP par la suite) qui s'appuie sur une correction endogène de cette corrélation. Enfin, nous avons employé le test d'Elliot *et alii* [1996] (ERS par la suite) qui est un test de type ADF modifié par une application des moindres carrés généralisés.

Pour les deux premières variables (*PGF*, *SRDD*), ces tests conduisent au non rejet de l'hypothèse nulle d'une racine. En revanche, une contradiction apparaît concernant les résultats pour la variable *SRDF* selon que celle-ci est mesurée à la Coe et Helpman [1995] ou à la Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998]. En effet, le résultat pour la variable *SRDF* construite avec la mesure de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998] suggère de ne pas rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire sur la série prise en différence première. Le test ADF confirme aussi ce résultat pour un nombre de retards égal à un au niveau de significativité de 1%. Au seuil de 5%, en revanche, la non-stationnarité est rejetée. Afin de voir si ces tests ne sont pas influencés par la présence de termes déterministes dans la série, nous avons reconduit le test ERS dans un modèle sans tendance, ni constante. La présence d'une racine unitaire dans la série différenciée n'est pas non plus rejetée pour un nombre optimal de retard égal à un. Il y aurait donc deux racines unitaires dans la série *SRDF*⁷. Or, si l'on teste l'hypothèse nulle que la série différenciée est stationnaire autour d'une tendance affine à partir du test dit KPSS (Kwiatkowski *et alii* [1992]), celle-ci n'est pas rejetée pour un nombre de retards allant de un à huit. Nous avons poussé plus loin cette étape en vérifiant si la construction même de la variable *SRDF* ne posait pas de problème car, pour les années 1981 à 1987, n'ayant pas de données sur les importations du Luxembourg, nous avons choisi de prendre la valeur des importations de l'année 1988. En refaisant les tests sur le sous-échantillon 1988-2007, le problème d'une éventuelle double racine unitaire n'apparaît plus : la série *SRDF* suit une marche aléatoire avec dérive.

Afin d'éviter de biaiser l'estimation du modèle VCE, nous avons décidé de nous contraindre à ce sous échantillon. Bien que celui-ci soit petit, nous préférons cette approche à celle qui consisterait à introduire une série du stock de R&D étrangère (*SRDF*) pour laquelle un biais significatif dans la méthode d'interpolation pourrait affecter toute l'analyse du modèle VCE. Cette restriction pourrait engendrer un autre biais, inhérent à la faible taille de l'échantillon retenu (20 observations). Ce biais potentiel sera corrigé, au niveau des statistiques de recherche du rang de cointégration du modèle VCE, en multipliant ces statistiques par un facteur, comme le suggère Johansen [1996, p. 98].

⁷ Un test plus adapté aurait été celui de Haldrup [1994] que nous n'avons pas implémenté. Etant donné le résultat du test KPSS, nous retenons que la série *SRDF* suit une marche aléatoire autour d'une tendance affine.

LE MODELE ECONOMETRIQUE

Le modèle VCE a ici deux objectifs. Mesurer le sens et l'amplitude de la relation de long-terme entre les variables. D'autre part, déterminer les relations de causalité entre ces variables, si une relation de long-terme existe entre elles. La relation estimée dans les nombreuses études citées en introduction, avec comme variable expliquée la PGF et comme variables explicatives, les différentes sources de R&D, est la suivante : $PGF_t = f(SRDD_t, SRDF_t)$. Qu'il s'agisse d'études sur données en séries temporelles ou de panel, cette équation permet de tester si les contributions de l'évolution technique à la croissance de la productivité sont statistiquement nulles. Le modèle sur lequel sont basées ces études est une simple fonction de type Cobb-Douglas. Le modèle économétrique que nous allons estimer est, cependant, plus général que celui de l'équation précédente puisqu'il autorise l'existence de plus d'une relation de cointégration entre nos variables, et permet notamment de tester lesquelles pourraient être exogènes (au sens faible) à long-terme. Le reste de cette section s'attache à montrer que le modèle VCE à retenir est le suivant :

$$\Delta Y_t = \alpha(\beta' Y_{t-1} + \mu + \rho t) + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \gamma + V_t, \quad t = 1, \dots, T.$$

où $Y_t' \equiv (PGF_t, SRDD_t, SRDF_t)$, les variables sont prises en logarithme et $SRDF$, le stock de connaissance étrangère, est construit à partir de la mesure de Coe et Helpman [1995]. Puis, nous avons ré-estimé ce modèle avec la variable $SRDF$ mesurée selon la méthode de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998]. β est de taille 3×1 et les coefficients d'ajustement sont dans la matrice α , qui est également de taille 3×1 . Il y a donc un seul vecteur de cointégration. Le nombre de retards a été déterminé de manière endogène à partir de différents critères d'information et du test du ratio de vraisemblance dans un VAR avec tendance. En partant de ce modèle VAR avec un nombre de retards égal à 3, la majorité des statistiques de test conduisent à un nombre de retards égal à deux. Afin de vérifier qu'il s'agit d'un bon choix, nous effectuons des tests de diagnostic en commençant par tester la présence de corrélation sérielle, jusqu'à quatre retards dans les résidus, à partir du test du multiplicateur de Lagrange. Celui-ci conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence de corrélation quelque soit le nombre de retards. La statistique suit un $\chi^2(9)$. Avec un retard, la statistique calculée vaut 8,55 qui est inférieure à la valeur tabulée 16,92 au seuil de 5%. Nous avons également effectué un test de l'hypothèse nulle normalité des résidus à partir de la statistique Jarque et Bera. Le test sur chaque résidu conduit au non-rejet de la normalité au seuil de 10%. Le test joint de normalité conduit également au non rejet de l'hypothèse nulle, au seuil de 5% cette fois-ci (la P -value vaut exactement 0,96). Ces tests de diagnostic et de stabilité seront reconduits sur le modèle VCE après avoir été estimé.

Le nombre de relations de long-terme entre les trois variables du vecteur Y_t peut varier selon la spécification des termes de tendance déterministe dans

l'espace de cointégration, et en dehors de cet espace (voir Johansen, [1996], chapitres 5 et 6). Pour chacun de ces modèles (cinq au total), nous avons donc déterminé ce nombre de relations. Nous avons retenu le modèle VCE ci-dessus sur la base d'un test de sa stabilité et d'une inspection graphique de l'équation de cointégration. Le test du nombre de relations de cointégration s'appuie sur les statistiques dites « trace », de la valeur propre maximale. Comme le montre le tableau ci-dessous pour la statistique « trace », l'absence de relation de cointégration face à l'existence d'une relation est rejetée au seuil de 1%. Le test d'une relation contre deux est rejetée au seuil de et 5%, mais pas au seuil de 1%.

Tableau 2. Tests de cointégration

	Statistique	Valeur	Valeur
Rang maximum	« trace »	critique (5%)	critique (1%)
0	77,47	42,44	48,45
1	25,45	25,32	30,45
2	08,43	12,25	16,26

Le nombre d'observations T est égal à 20. Les résultats ont été obtenus avec le logiciel Stata, version 10.1. La statistique « trace » calculée ici est la statistique tabulée corrigée du facteur $(20-6)/20$.

Nous avons estimé les deux modèles (avec une et deux relations de cointégration). Lorsque l'on retient deux équations de cointégration, les variables *PGF* et *SRDF* sont reliées entre elles dans une première relation, et *SRDD* avec *SRDF* dans la seconde relation. Etant donné le petit nombre de degrés de liberté que nous avons à disposition, nous préférons retenir le résultat du test de rang de cointégration au seuil de 1%, c'est-à-dire un et un seul vecteur cointégrant. Néanmoins, il est intéressant de noter que l'existence de deux relations de long-terme révèle une limite des études qui d'emblée n'imposent qu'une seule relation avec comme seule variable expliquée, la *PGF*. Nous reviendrons sur ce point dans la conclusion de l'article.

LES RESULTATS ECONOMETRIQUES DU MODELE VCE

Le vecteur cointégrant que nous avons retenu est présenté ci-dessous avec l'erreur type des coefficients autres que celui de la constante⁸.

⁸ Stata ne reporte pas l'erreur type de la constante pour des raisons justifiées dans le manuel. Nous ne savons pas si ce coefficient est significativement différent de zéro ou pas. Pour cette raison, nous ne l'avons pas reporté.

$$PGF_t = 0,300 SRDD_t + 1,542 SRDF_t - 0,050 t$$

(0,021) (0,395) (0,07)

L'estimation du vecteur α est :

$$\alpha' = (0,158 \ 2,308 \ 0,101)$$

Les deux premiers coefficients sont significativement différents de zéro au seuil, respectivement, de 10% et 1% respectivement. Le troisième coefficient n'est pas significatif au seuil de 10%. Seul le premier coefficient n'a pas le signe attendu (cf. l'explication dans le paragraphe suivant). Avant de commenter ces estimations, notons que le modèle VCE est stable (la plus forte valeur propre non-unitaire vaut 0,519). L'absence de corrélation sérielle dans les résidus n'est pas rejetée à partir du test du multiplicateur de Lagrange, pour un nombre de retards allant de un à quatre. Par exemple, avec un retard la statistique calculée vaut 8,27 et est inférieure à la valeur tabulée 16,92 au seuil de 5%. Nous avons également effectué un test de l'hypothèse nulle normalité des résidus à partir de la statistique Jarque et Bera. Le test sur le résidu de chaque équation et le test joint conduisent au non rejet de la normalité au seuil de 10%.

A la lecture des estimations de la relation de long-terme et des coefficients de rattrapage, trois observations méritent notre attention. La première est qu'il existe une relation stationnaire entre nos trois variables sur la période étudiée, cette relation incluant le stock de connaissance étrangère. Ce résultat pour le Luxembourg est clairement en faveur de l'hypothèse selon laquelle il existe des externalités induites par les activités d'innovation venant de l'étranger. La deuxième observation est en rapport avec la nature exogène du stock de connaissance étrangère à long-terme. Soulignons que, puisque nous avons identifié une relation de long-terme, l'ajustement des variables expliquées ΔPGF_t , $\Delta SRDD_t$, et $\Delta SRDF_t$, dépend de cette relation par le biais des coefficients rattrapage contenus dans le vecteur α . Ainsi, le signe et la significativité de ces coefficients nous renseignent d'une part sur la capacité des variables ci-dessus à s'ajuster lorsque la relation de long-terme s'écarte de l'équilibre. De plus, ils nous renseignent sur la nature causale ou pas des variables PGF_t , $SRDD_t$, et $SRDF_t$ à long-terme. Par ailleurs, la non-significativité du stock de connaissance étrangère est une preuve que cette variable est « faiblement exogène », autrement dit, qu'elle est causale à long-terme. L'effet de cette variable sur la PGF est assez élevé. En effet, lorsque le stock de connaissance étrangère augmente de 1%, la PGF augmente de 1,54%. Le stock de connaissance domestique est moins influent, puisque l'élasticité vaut environ un tiers. Enfin, le coefficient de rattrapage dans l'équation ΔPGF_t révèle que la PGF ne s'ajuste pas lorsque la relation de long-terme s'écarte de l'équilibre. Autrement dit, lorsque la relation s'écarte de l'équilibre (parce que la PGF augmente, ou que l'une ou les deux autres variables ($SRDD$, $SRDF$)) subit un choc négatif, la PGF ne s'ajuste pas immédiatement afin de ramener la

relation entre les variables à l'équilibre. Ceci révèle une évolution plutôt autonome de la PGF sur le court- voire le moyen terme qui l'emporte sur l'ajustement de cette variable à long-terme.

L'estimation d'un modèle dans lequel la variable SRDF est mesurée selon la méthode de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998] produit un résultat différent. Nous ne présentons que l'équation de cointégration obtenue dans ce modèle⁹ :

$$PGF_t = 0,186 SRDD_t - 0,007 t$$

(0,009) (0,001)

Le stock de connaissance domestique a une influence, mais faible sur la PGF. Celle-ci est comparable à celle obtenue avec la mesure à la Coe et Helpman [1995]. En revanche, on peut voir qu'avec cette mesure du stock de connaissance étrangère, il n'existe pas de preuve d'externalités induites par les activités d'innovation venant de l'étranger.

CONCLUSION ET DISCUSSION DES RESULTATS

Dans cet article, nous avons essayé de quantifier l'influence des stocks de connaissance domestique et étrangère sur la productivité globale des facteurs dans le cadre d'un petit pays en économie ouverte, le Luxembourg. Ce pays est un bon candidat pour tester la théorie selon laquelle les dépenses de R&D sont un déterminant de la productivité globale des facteurs dans un contexte d'économie ouverte. Or il a jusqu'à présent été négligé dans la littérature académique. Nous avons tenté de tester cette théorie dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs qui a l'avantage de ne pas imposer la relation d'équilibre entre les variables de manière *ad hoc*. Cette approche permet également de révéler le sens de causalité entre les variables impliquées dans cette relation. Ce point est essentiel puisque, pour une petite économie largement importatrice comme le Luxembourg, le stock de connaissance étrangère devrait être exogène, ce que nous avons pu vérifier.

En accord avec la plupart des résultats de la littérature, nous trouvons que le stock de connaissance étrangère affecte la productivité globale des facteurs. Nous devons cependant admettre qu'il ne s'agit pas d'un résultat définitif. En effet, nous avons pu constater que le choix de la mesure du stock de connaissance étrangère n'est pas neutre sur les résultats. Plus précisément, que la mesure de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998] conduit à un rejet de la théorie, au contraire de celle de Coe et Helpman [1995].

⁹ Les résultats détaillés du test de rang de cointégration et des estimations des coefficients de rattrapage sont disponibles sur demande aux auteurs.

Un dernier apport de ce papier, qui en passant justifie notre choix d'un modèle économétrique à équations simultanées, est que le stock de connaissance étrangère pourrait également être relié au stock de connaissance domestique dans une deuxième relation d'équilibre. Bien que ce résultat n'invalide pas les études qui consistent à n'imposer qu'une relation de cointégration, il révèle que celles-ci pourraient s'avérer incomplètes pour de petites économies ouvertes comme le Luxembourg. Ce résultat mériterait d'être vérifié de manière plus précise à partir d'un échantillon plus grand et, éventuellement, par l'ajout d'autres variables.

ANNEXE : DEFINITION ET CONTRUCTION DES VARIABLES

La productivité globale des facteurs provient de la base de données d'AMECO car les données officielles du STATEC ne débutent qu'en 1995.

Les dépenses de R&D des firmes étrangères concernent seulement la Belgique, l'Allemagne, la France, l'Italie, les Pays-Bas et les Etats-Unis qui représentent, en moyenne, environ 88% de la part des importations du Luxembourg dans le total de ses importations (nous ne disposons pas des données en provenance des autres pays). Ces données ont été obtenues principalement par le biais de la base de données « Science et Technologie » proposée par Eurostat. En ce qui concerne les dépenses de R&D des firmes au Luxembourg, les données proviennent du STATEC. La donnée manquante associée à l'année 1990 pour la Belgique a été calculée à partir d'une moyenne des points avant et après (1989-1991).. Les données manquantes pour la R&D des pays suivants (2007 pour la Belgique, 2007 pour l'Allemagne, 2007 pour la France, de 2004 à 2007 pour les Pays-Bas et 2007 pour les Etats-Unis) ont été évaluées par une simple interpolation linéaire à partir d'une régression sur tendance affine.

L'étape suivante adopte l'approche de Coe *et alii* [2009] qui consiste à transformer ces données nominales en valeur réelle, c'est-à-dire en volume, en divisant par le déflateur du produit intérieur brut à prix constant 2000 (2000=1). Enfin, nous transformons de nouveau ces données afin de tenir compte des parités de pouvoir d'achat des différentes monnaies en multipliant les données précédentes par le taux de change en pouvoir d'achat des monnaies nationales en dollar américain.

La construction des stocks de connaissance domestique a été opérée à l'aide des dépenses totales de R&D des firmes selon la méthodologie développée par Coe et Helpman [1995]. Nous construisons un stock de connaissance domestique à partir des dépenses de R&D effectuées par les firmes pour chaque pays en retenant l'approche de l'inventaire perpétuel. De manière formelle, en notant RD_t , les dépenses en R&D entreprises par les firmes d'un pays à la date $t-1$, nous pouvons écrire :

$$SRD_t = (1 - \delta)SRD_{t-1} + RD_{t-1},$$

où δ est le taux de dépréciation qui est supposé être égal à 5%¹⁰ et SRD_t représente le stock de connaissance domestique d'un pays à la date t . La mise en œuvre de l'inventaire perpétuel nécessite un stock de début de période. Ce dernier est obtenu à l'aide de la procédure suggérée par Griliches [1980], soit :

$$SRD_0 = \frac{RD_0}{g^i + \delta}$$

où g est le taux de croissance logarithmique annuel moyen des dépenses de R&D d'un pays sur la période 1981-2007. En outre, RD_0 et SRD_0 correspondent respectivement aux dépenses de R&D et au stock de connaissance domestique d'un pays au début de la période considérée, soit 1981.

Une fois les stocks de connaissance domestique construits, le stock de connaissance étrangère est défini de la manière suivante :

$$SRDF_t = \sum_{j \neq i} v_j SRD_t^j$$

où, le coefficient v_j représente la pondération utilisée pour chaque pays et $SRDF_t$ représente le stock de connaissance étrangère. Deux méthodologies dont la différence porte sur la mesure de la pondération seront employées. Celle de Coe et Helpman [1995] qui choisissent comme pondération la part des importations provenant d'un pays étranger dans les importations totales du Luxembourg, et celle de Lichtenberg et van Potelsberghe de la Poterie [1998] qui utilise le rapport entre les importations provenant d'un pays étranger et le produit intérieur brut du pays exportateur. Notons que, en raison de données manquantes de 1981 à 1987 pour les valeurs des importations, nous avons pris celles de l'année 1988, en provenance de chaque pays.

¹⁰ Le choix d'une valeur de δ peut apparaître arbitraire. Cependant, Coe et Helpman [1995] montrent que les résultats sont relativement comparables à ceux associés à une valeur de $\delta = 15\%$.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- AGHION, P. et HOWITT, P. [1992], "A model of growth through creative destruction", *Econometrica*, 60, p. 323-351.
- AYAT, L. et BURRIDGE, P. [2000], "Unit root tests in the presence of uncertainty about the non-stochastic trend", *Journal of Econometrics*, 95, p. 71-96.
- CARDI, O. [2003], "Analyses théoriques et empiriques des déterminants de la productivité globale des facteurs : une explication au Grand-Duché du Luxembourg", *Perspectives de Politique Economique*, n°1 Décembre.
- CINCERA, M. et VAN POTELSBERGHE DE LA POTERIE B. [2001], "International R&D spillovers: a survey", *Brussels Economic Review/Cahiers Economiques de Bruxelles*, 169, p. 3-31.
- COE, D. et HELPMAN, E. [1995], "International R&D spillovers", *European Economic Review*, 39, p.859-887.
- COE, D., HELPMAN, E. et HOFFMAISTER, A.W. [1997], "North-South R&D spillovers", *The Economic Journal*, 107, n° 440, p.134-149.
- COE, D., HELPMAN, E. et HOFFMAISTER, A.W. [2009], "International R&D spillovers and institutions", *European Economic Review*, 53, p. 723-741.
- ELLIOT, G., ROTHENBERG, G. et STOCK, J.H. [1996], "Efficient tests for an autoregressive unit root", *Econometrica*, 64, p. 813-836.
- ENGELBRECHT, H-J. [1997], "International R&D spillovers, Human capital and productivity in OECD countries", *European Economic Review*, 41, p. 1479-1488.
- GRILICHES, Z. [1980], "R&D and Productivity Slowdown", *American Economic Review*, 70, p. 343-348.
- GROSSMAN, G.M. et HELPMAN, E. [1991], *Innovation and growth in the global economy*. MIT Press, Cambridge, Mass. and London.
- GUELLEC, D. et VAN POTELSBERGHE DE LA POTERIE B. [1997], "Does government support stimulate private R&D?", *OECD Economic Studies*, 29, p. 95-122.
- GUELLEC, D. et VAN POTELSBERGHE DE LA POTERIE B. [2001], "R&D and productivity growth: panel data analysis of 16 OECD countries?", *OECD Economic Studies*, 33, p. 103-126.

- GUELLEC, D. et VAN POTELSBERGHE DE LA POTERIE B. [2004], "From R&D to productivity growth : do the institutional settings and the source of funds of R&D matter?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, p. 353-378.
- HALDRUP, N. [1994], "Semiparametric tests for double unit roots", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, p. 109—122.
- JOHANSEN, S. [1996], Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models. Oxford University Press, Advanced texts in Econometrics, Granger, C.W.J, Mizon, G.E. [éditeurs].
- KELLER, W. [1998], "Are International R&D spillovers trade-related? Analysing spillovers among randomly matched trade partners", *European Economic Review*, 42, p. 1469-1481.
- KHAN, M. et LUINTEL, K.B. [2006], "Sources of knowledge and productivity: how robust is the relationship?", OECD Science, Technology and Industry Working Papers 2006/6, OECD, Directorate for Science, Technology and Industry.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.B., SCHMIDT, P., et SHIN, Y. [1992]. "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we that economic time series have a unit root?", *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.
- LICHTENBERG, F. et VAN POTELSBERGHE DE LA POTERIE B. [1998], "International R&D spillovers: a comment", *European Economic Review*, 42, p. 1483-1491.
- NG, S. et PERRON, P. [2000], "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, 69, p. 1519-1554.
- PHILLIPS, P.C.B. et PERRON, P. [1988], "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, p. 335-336.
- ROMER, P.M. [1990], "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy*, 98, S71-102.
- SOLOW, R. [1957], "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 43, p. 312-320.