

DEUXIÈME PARTIE:

Déterminants des coûts et compétitivité-prix dans une petite économie ouverte

Arnaud BOURGAIN

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Déterminants des coûts et compétitivité-prix dans une petite économie ouverte

1. Introduction

La place et l'influence des coûts de production sur la compétitivité-prix se distinguent selon le degré de dépendance des prix à l'exportation envers le marché international.

Une économie ouverte entièrement soumise au prix international respecterait parfaitement la règle du prix unique. Cette dépendance totale vis-à-vis des prix du marché international est le résultat généralement attendu de l'intégration croissante des marchés des biens et services et une hypothèse courante de certains modèles macroéconomiques. En matière de compétitivité, une situation à forte dominante "price-taker" impliquerait que lors de changements exogènes des conditions internationales de prix des producteurs concurrents, les ajustements devraient être supportés mécaniquement par les marges des producteurs du pays domestique ou/et par les coûts de production, cette dernière variable étant peu compressible dans les économies à haut niveau de vie. Dans ce cas, la comparaison internationale de coûts devient l'indicateur de compétitivité par excellence.

Au contraire, dans le cas où une économie dispose d'une certaine marge de manœuvre dans la fixation des prix à l'exportation, les principales composantes du coût de production – coût salarial, productivité globale, prix des biens importés – peuvent avoir une influence cruciale dans la formation du prix. Ainsi, à la suite des travaux de Dornbusch (1987) et Krugman (1987), le comportement de fixation de prix (pricing to market) a fait l'objet de recherches théoriques et économétriques analysant les facteurs susceptibles d'induire des écarts par rapport au prix internationaux. Ces travaux portent particulièrement sur le "pass through" d'un changement de taux de change sur les prix à l'importation et à l'exportation. Dans ce contexte, de nombreuses études empiriques aboutissent à des résultats très nuancés et ceci même pour de petites économies ouvertes censées être complètement dépendantes du marché international (comportement price-taker).

D. Parsley (2004) pour Hong-Kong détecte à partir des statistiques détaillées de produits exportés, une fixation de prix relativement indépendante des prix internationaux. Les résultats étaient également nuancés dans une étude portant sur les prix des exportations norvégiens (Naug et Nymoén, 1996). Les prix des exportations de produits australiens apparaissent quant à eux plus dépendants des prix internationaux dans les périodes récentes, ce degré de dépendance étant par ailleurs bien corrélé au degré d'ouverture de chaque branche (O'Regan et Wilkinson, 1997). Dans une étude plus ancienne (Dockner et Sitz, 1986), la moitié des branches autrichiennes apparaissaient à dominante

"price-taker" et l'autre moitié avec un degré d'autonomie important. En ce qui concerne l'industrie luxembourgeoise, le degré de dépendance obtenu pour la sidérurgie était très élevé et plus faible dans l'ensemble des autres branches industrielles (Krěcké et Pieretti, 1997).

En considérant qu'une marge de manœuvre existe dans la fixation des prix des exportations, notre étude analyse la formation des prix dans les branches industrielles luxembourgeoises en mesurant non seulement la dépendance envers les prix des concurrents étrangers mais en approfondissant également des composantes du coût de production. D'une part, interviennent le coût des facteurs, la productivité globale et une règle de fixation de salaire tenant compte du degré de répercussion des prix à la consommation et des gains de productivité sur la rémunération des salariés. D'autre part, s'agissant d'une petite économie ouverte, le coût comprend aussi des éléments extérieurs comme les prix des biens importés dont les prix des biens intermédiaires.

Une première partie réunit quelques faits stylisés permettant une appréhension des évolutions des différents indices de prix endogènes au processus de production de l'économie considérée: prix de la valeur ajoutée, prix à la production, prix à l'exportation, par rapport à différents prix étrangers et aux coûts de production. Cette partie tente aussi d'illustrer les liens apparents pouvant exister entre le coût unitaire défini de différentes façons et certains de ses déterminants comme notamment le prix des consommations intermédiaires, le taux de salaire nominal et la productivité globale des facteurs.

Une deuxième partie est consacrée à la modélisation de l'influence des coûts et des prix étrangers dans la fixation du prix domestique, en intégrant le degré de répercussion des variations de prix des biens de consommation et des gains de productivité sur les taux de salaires nominaux.

Dans une troisième partie, la formation des prix est testée économétriquement sur les branches industrielles luxembourgeoises. Évalués pour l'ensemble de l'industrie, les degrés de dépendance vis-à-vis des prix étrangers apparaissent plus ou moins élevés selon l'indice de prix utilisé. Les prix des biens importés, en particulier les prix des consommations intermédiaires ont une influence significative sur le coût de production.

Une analyse en données de panel de branche complète dans *une dernière partie* les premiers résultats économétriques sur l'estimation du degré de dépendance. Ils confirment la dépendance modérée des prix de la valeur ajoutée domestique des branches industrielles envers les prix internationaux.

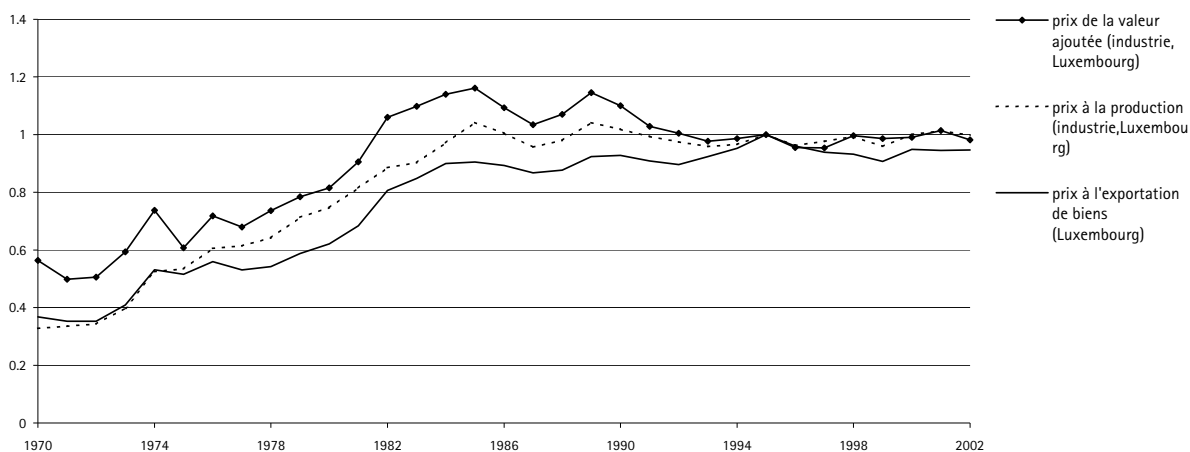
2. Faits stylisés

2.1 Les prix à l'exportation dans une petite économie ouverte

Dans les pays caractérisés par des marchés domestiques de petite taille, le développement du secteur de production de biens destinés à l'exportation est un élément essentiel de la structure de l'économie. La taille du marché à l'exportation pour les petites économies ouvertes se traduit par un degré d'ouverture internationale plus élevé que celui des pays de plus grande dimension. Pour une économie telle que le Luxembourg qui exporte la majeure partie de sa production industrielle, nous devrions observer une forte analogie entre les évolutions du prix de la valeur ajoutée

industrielle et des prix à l'exportation de biens. Le graphique II-1 fait apparaître des profils d'évolution des prix de la valeur ajoutée, de la production des branches industrielles luxembourgeoises et du prix à l'exportation de biens relativement proches. Cette similitude est confirmée par les valeurs élevées des coefficients de corrélation instantanée calculés à partir des composantes cycliques des prix domestiques de la valeur ajoutée (industrie), des prix à la production (industrie) et à l'exportation (biens) (voir tableau 1).

Graphique II-1 : Prix de la valeur ajoutée et de la production industriels et prix à l'exportation de biens



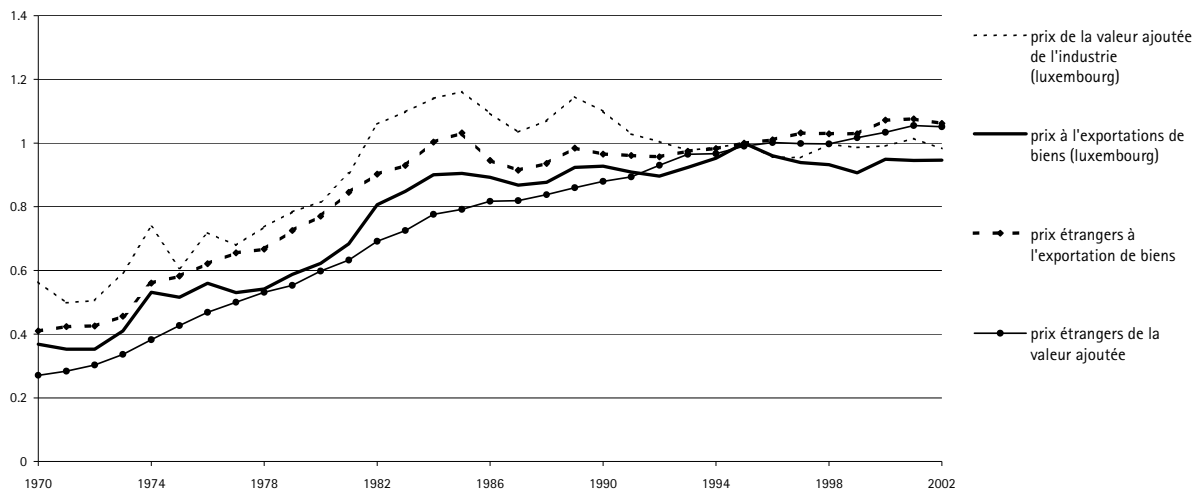
Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

2.2 Évolution des prix domestiques et étrangers

Sur le graphique II-2 apparaissent les évolutions des prix industriels domestiques et étrangers. Les prix étrangers de la valeur ajoutée industrielle et à l'exportation de biens sont définis comme une moyenne pondérée respectivement des prix de la valeur ajoutée industrielle et à l'exportation de biens des sept principaux partenaires commerciaux¹ du Luxembourg. Les prix domestiques et étrangers à l'exportation de biens semblent évoluer en phase, en particulier au cours des années quatre-vingt. Cette forte co-variation suggérée par le graphique II-2 est confirmée par un coefficient de corrélation élevé et statistiquement significatif ($\text{corr}_{\text{px,pxe}} =$

0.78, voir tableau II-1). Le degré de co-variation entre les fluctuations des prix domestiques et des prix étrangers de la valeur ajoutée semble plus faible au vue des valeurs relativement peu élevées des coefficients de corrélation instantanée ($\text{corr}_{\text{pva,pvae}} = 0.36$, voir tableau II-1). On peut noter que les prix de la valeur ajoutée des branches industrielles luxembourgeoises présentent de plus amples fluctuations que les prix industriels étrangers. L'écart-type (exprimé en pourcentage) indique une volatilité trois fois plus importante du prix de la valeur ajoutée domestique ($\sigma = 6.39$) que celle du prix étranger de la valeur ajoutée ($\sigma = 2.14$).

Graphique II-2: Évolutions des prix domestiques et étrangers



Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

¹ Les principaux partenaires commerciaux du Luxembourg sont les suivants: Allemagne (31%), France (25%), Belgique (16%), Royaume-Uni (10%), Italie (8%), Pays-Bas (6%), Etats-Unis (4%). Nous indiquons entre parenthèses la part des exportations de biens du Luxembourg vers le pays considéré dans le total des exportations vers les sept principaux partenaires.

2.3 Évolution des prix et des coûts de production

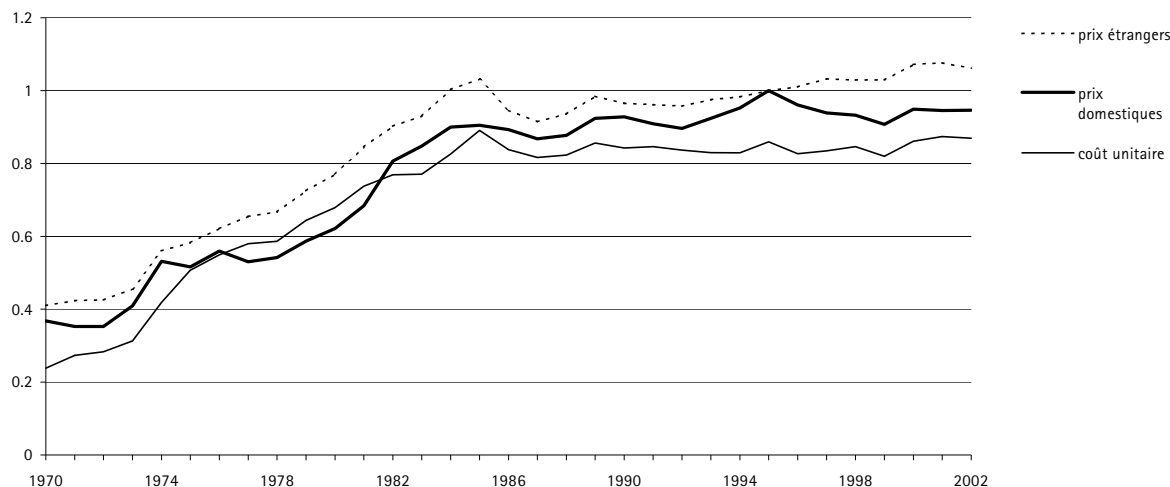
Dans le cas de figure d'un petit pays très ouvert vers l'extérieur qui exporte la plus grande partie de sa production et importe la majorité des biens consommés (biens de consommation et biens intermédiaires), on pourrait s'attendre à une forte influence des prix internationaux dans la fixation de prix des firmes domestiques exportatrices. Néanmoins, en privilégiant une stratégie de différenciation des produits à travers un élargissement de leur variété ou une amélioration de leur qualité, les firmes exportatrices peuvent bénéficier d'une plus grande liberté pour fixer leurs prix.

Sur le graphique II-3 sont représentés les prix à l'exportation domestiques et étrangers et le coût unitaire domestique qui est défini comme la somme de la masse

salariale et des consommations intermédiaires rapportée à la production des branches industrielles luxembourgeoises exprimée à prix constants (année de base 1995).

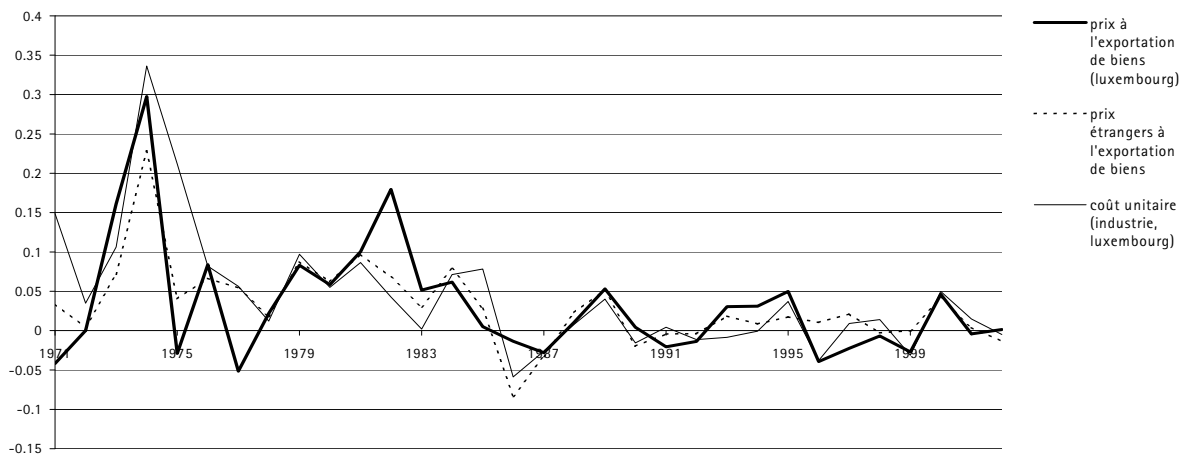
Ce graphique ne permet de conclure ni à une situation de parfaite adaptation des prix domestiques aux prix étrangers, ni à une situation de grande autonomie en termes de fixation de prix, mais à une combinaison des deux. Il apparaît en effet que les trois séries fluctuent de façon relativement proche. Une étude économétrique analysera plus finement le degré d'autonomie de l'industrie luxembourgeoise dans la fixation des prix à l'exportation par rapport aux prix étrangers.

Graphique II-3: Évolutions des prix à l'exportation (biens) domestiques et étrangers et du coût unitaire de l'industrie luxembourgeoise



Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

Graphique 4: Fluctuations des prix domestiques et étrangers à l'exportation et du coût unitaire



Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

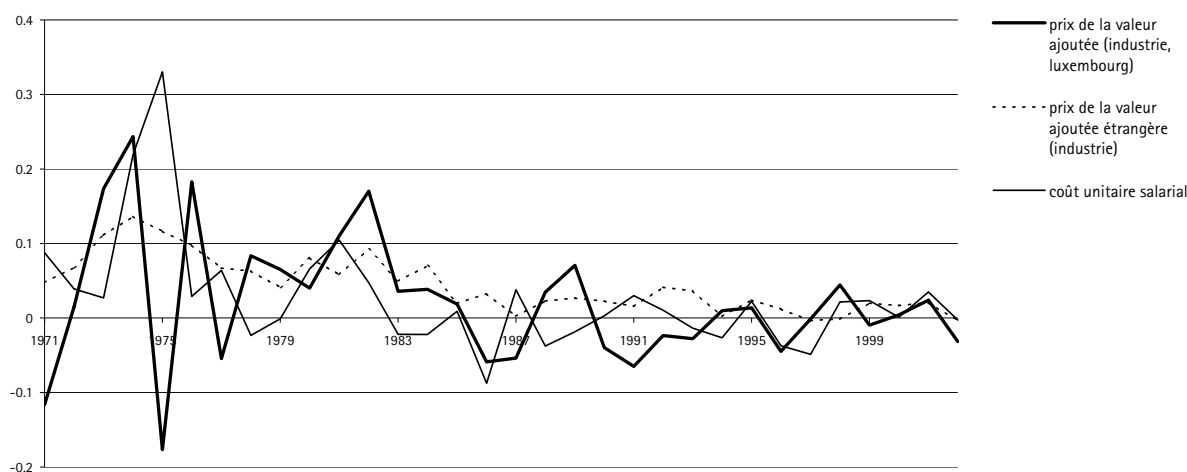
Les graphiques II-4 et II-5 présentent ces indicateurs en termes de fluctuations annuelles (taux de croissance).

Le graphique II-5 diffère du graphique II-4 par la prise en compte du déflateur de la valeur ajoutée industrielle comme indicateur de prix et par l'absence des consommations intermédiaires dans le calcul du coût unitaire.

A partir de ces graphiques, on observe une co-variation relativement plus marquée entre les fluctuations des prix

à l'exportation de biens du Luxembourg et les variations des deux autres indicateurs – coût unitaire incorporant les consommations intermédiaires et prix étrangers concurrents (graphique II-4) –, que celle observée entre le prix de la valeur ajoutée, le coût unitaire salarial et les prix étrangers concurrents (graphique II-5). D'après le tableau II-1, le coefficient de corrélation instantanée estimé à partir des composantes cycliques des prix à l'exportation et du coût unitaire est élevé et statistiquement significatif ($\text{corr}_{\text{px,cue}} = 0.52$).

Graphique II-5: Fluctuations des prix domestiques et étrangers de la valeur ajoutée industrielle et du coût unitaire salarial



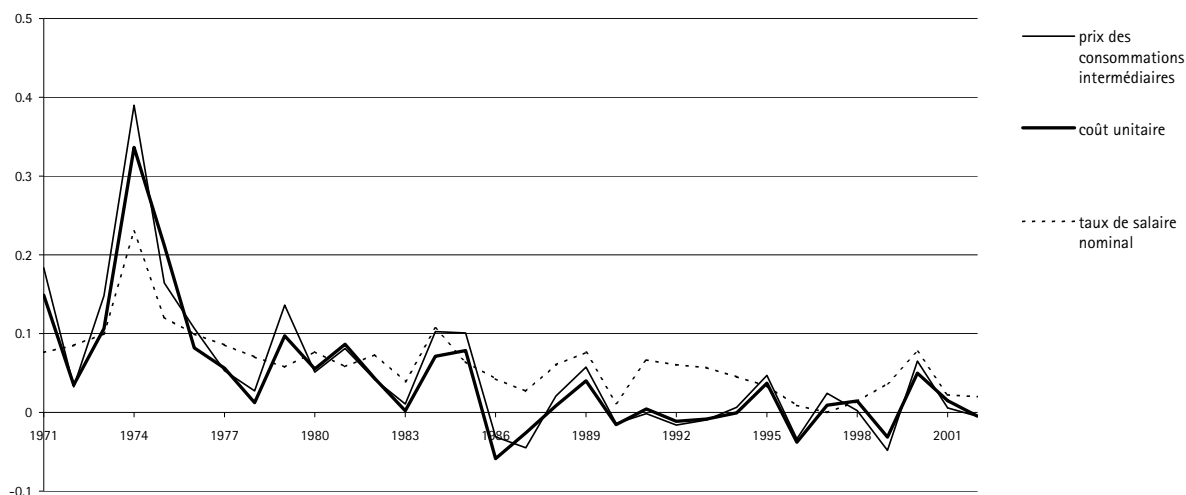
Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

Tableau II-1: Degré de co-variation entre les fluctuations des prix domestiques et étrangers et le coût unitaire¹

Corrélation	pva	px	ppr		Auto-corrélation	Ecart-type
Pva	1			pva	0.2	6.39
Px	0.81***	1		px	0.45	5.83
Ppr	0.74***	0.83***	1	ppr	0.31	4.41
Pvae	0.36**	0.65***	0.64***	pvae	0.62	2.14
Pxe	0.69***	0.78***	0.83***	pxe	0.47	3.86
Cu	-0.02	0.33*	0.41**	cu	0.53	5.73
Cue	0.2	0.52***	0.78***	cue	0.5	4.86

¹ Les notations sont les suivantes: prix domestique de la valeur ajoutée (pva), prix à l'exportation de biens (px), prix à la production (ppr), prix étrangers de la valeur ajoutée (pvae), prix étrangers à l'exportation (pxe), coût unitaire salarial (cu), coût unitaire incorporant la masse salariale et les biens intermédiaires (cue). Les variables sont définies de manière détaillée dans la section 4.1. Les variables sous forme logarithmique ont été filtrées à l'aide du filtre de Hodrick-Precott en retenant un paramètre de lissage $\lambda=100$ approprié pour les séries annuelles. Les chiffres qui apparaissent dans le tableau II-1 sont les coefficients de corrélation instantanée estimés à l'aide des composantes cycliques des grandeurs considérées.

Graphique II-6: Les déterminants du coût unitaire (en taux de croissance annuels)



Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

Le graphique II-6 montre que les fluctuations du coût unitaire incorporant les consommations intermédiaires sont beaucoup plus proches des variations du prix des biens intermédiaires que de celles du taux de salaire nominal. Le tableau II-2 confirme ce constat. Le coefficient de corrélation instantanée entre le coût unitaire incorporant les consommations intermédiaires (cue) et le prix des biens intermédiaires approche pratiquement l'unité, tandis que le même coefficient liant coût unitaire (cu) et taux de salaire nominal ne vaut que 0.50.

Le tableau montre aussi une relation négative entre les deux notions de coûts unitaires et la productivité globale des facteurs (a). Ce constat est conforme au fait que les gains de productivité permettent de produire des mêmes quantités avec des coûts moins élevés.

Remarquons enfin que seuls les coefficients de corrélation entre le coût unitaire et le coût d'usage du capital¹ ne sont pas statistiquement significatifs.

Tableau II-2: Degré de co-variation entre les fluctuations du coût unitaire et ses déterminants²

Corrélation	w	a	r	pci
cu	0.65***	-0.84***	0.09	
cue	0.50***	-0.45***	0.1	0.97***

¹ Le coût d'une unité de capital est fonction du prix du capital, du taux d'intérêt, du taux de variation du prix du capital, et du taux d'amortissement: $R = i.pk + \delta.pk - \Delta.pk$. La mesure est délicate en raison de l'évaluation du prix, pk , du choix du taux d'intérêt, i , qui devrait refléter le coût de financement de l'équipement, et du choix d'un taux de dépréciation du stock du capital, δ . Le déflateur du stock de biens d'équipement est habituellement retenu pour disposer d'un prix de l'équipement (source: Statec). Le coût de financement du capital est approché par la moyenne des taux d'intérêt à court terme (taux du marché monétaire à trois mois) et à long terme (obligations privées à long terme, 10 ans) (source: Eurostat). Le taux de dépréciation du capital physique est évalué en rapportant la consommation de capital au stock de capital à prix courants (source: Statec).

² Les variables retenues sont les suivantes: coût unitaire salarial (cu), coût unitaire incorporant la masse salariale et les biens intermédiaires (cue), taux de salaire nominal (w), productivité globale des facteurs (a), prix des consommations intermédiaires (pci). Les variables sont définies de manière détaillée dans la section 4.1. Les variables sous forme logarithmique ont été filtrées à l'aide du filtre de Hodrick-Precott en retenant un paramètre de lissage $\lambda=100$ approprié pour les séries annuelles. Les chiffres qui apparaissent dans le tableau 1 sont les coefficients de corrélation instantanée estimés à l'aide des composantes cycliques des grandeurs considérées.

3. Modélisation de la formation des prix à l'exportation dans une petite économie ouverte

Nous considérons une petite économie ouverte qui produit un montant d'output X au moyen de capital K et de travail L qui sont combinés à travers une fonction de production supposée à rendements d'échelle constants:

$$Y = AF(K, L), \quad (3.1)$$

où A représente la productivité globale des facteurs (PGF).

Etant donné la petite taille du pays, nous considérons que sa production est exclusivement destinée à l'exportation. L'entreprise domestique est confrontée à une demande étrangère donnée par $P(X)$, avec $P'(X) < 0$, où P est le prix domestique. Dans le cas de figure où les firmes nationales alignent « parfaitement » leurs prix sur ceux des concurrents étrangers, ($P'(X) = 0$), elles devront répercuter toute baisse des prix étrangers sur leur marge. Lorsqu'elles disposent d'une grande liberté pour fixer leurs prix ($P'(X) < 0$), elles ont la possibilité de préserver en partie leurs marges à la suite d'une modification des prix extérieurs. De manière analogue à Krecké et Pieretti (1997), notre approche consiste à considérer les situations intermédiaires en supposant que les firmes exportatrices adoptent des stratégies mixtes allant d'un comportement de *price-taker* pur à un comportement de *price-setter* pur.

L'entreprise choisit de produire un montant X de façon à maximiser son profit qui s'écrit sous la forme:

$$\Pi = P(X).X - C(W, R, A).X, \quad (3.2)$$

La fonction de coût unitaire $C(W, R, A)$ est une fonction croissante des prix des facteurs de production travail, W , et capital, R , et une fonction décroissante de la productivité globale, A . Sous l'hypothèse de rendements d'échelle constants¹, la fonction de coût est homogène de degré égal à l'unité par rapport au niveau du produit du petit pays, X , c'est-à-dire $C(W, R, A, X) = C(W, R, A).X$.

La condition du premier ordre établit l'égalité habituelle entre le prix domestique et le produit du coût marginal et de la marge. En notant $\varepsilon = dX/dP \cdot P/X$ l'élasticité de la demande étrangère par rapport au prix du bien exporté, avec $\varepsilon < -1$, la condition du premier ordre peut s'écrire sous la forme:

$$P = M(\varepsilon)C(W, R, A), \quad M(\varepsilon) = \frac{\varepsilon}{1 + \varepsilon}, \quad (3.3)$$

où le terme $\varepsilon/1 + \varepsilon$ représente la marge des firmes domestiques. Nous supposons que ε est une fonction croissante du taux de change réel défini comme le rapport entre les prix des biens étrangers (exprimés en monnaie domestique), eP^* , et le prix du bien domestique exporté, P :

$$\varepsilon = \varepsilon(\tau), \quad \text{avec } \varepsilon_\tau > 0, \quad (3.4)$$

où $eP^*/P = \tau$. D'après (3.4), la demande qui s'adresse aux biens nationaux sera d'autant moins sensible à une modification de P que l'écart entre les prix concurrents étrangers et les prix à l'exportation est important.

En substituant (3.4) dans (3.3), nous obtenons:

$$P = \Phi(\tau)C(W, R, A), \quad (3.5)$$

où la marge est une fonction du taux de change réel. En approchant la marge par une forme log-linéaire (voir Hung, Kim, et Ohno, 1993), on en déduit l'équation de prix:

$$P = B \left(\frac{eP^*}{P} \right)^\theta C(W, R, A), \quad \text{avec } \theta > 0, \quad (3.6)$$

où B représente une constante. En résolvant l'équation (3.6) par rapport à P , et en posant $\rho = (\theta/1 + \theta)$, l'expression (3.6) s'écrit sous forme logarithmique:

$$\ln P = b + \rho \ln(eP^*) + (1 - \rho) \ln C(W, R, A), \quad (3.7)$$

avec $b = \ln B / 1 + \theta$ et $0 < \rho < 1$. Le paramètre ρ reflète le degré de dépendance des firmes domestiques en matière de fixation de prix par rapport aux prix étrangers. La signification du paramètre ρ apparaît plus clairement lorsque l'on considère deux situations extrêmes:

¹ Voir Krecké et Pieretti (1997) pour une justification de l'hypothèse de rendements constants à l'échelle de la fonction de production (p. 158).

- Dans une situation de **price-taker pur**, où ρ tend vers l'unité (ou $\theta \rightarrow +\infty$), la firme exportatrice aligne ses prix sur ceux des concurrents étrangers. Lorsque la pression concurrentielle s'élève, c'est-à-dire eP^* baisse, l'entreprise réduit ses prix dans une même proportion. Dans ce contexte, le taux de change réel tend vers l'unité ce qui corrobore la loi du prix unique.
- Dans une situation de **price-setter pur**, où ρ tend vers zéro (ou $\theta \rightarrow 0$), les exportateurs disposent d'une totale autonomie en matière de fixation de prix. Dans ce cas de figure, les entreprises domestiques peuvent répercuter une hausse du coût unitaire de production sur leurs prix.

En réalité, on s'attend à voir surgir des situations intermédiaires. Une valeur élevée de l'élasticité du prix domestique par rapport aux prix étrangers devrait se traduire par une marge relativement plus faible qu'en situation de monopole. Le terme $(1 - \rho)$ va permettre de mesurer le degré d'autonomie des firmes domestiques en matière de fixation de prix.

Nous considérons une équation de formation des salaires (voir Pétursson, 2002) comme une fonction de l'indice de prix à la consommation P_c (indexation partielle ou totale des salaires sur les prix à la consommation) et de la productivité globale A ,

$$w = \left(P_c, A \right)_+ \quad (3.8)$$

La relation (3.8) indique qu'un accroissement de la productivité globale, en élevant le profit des firmes, devrait contribuer à une pression à la hausse du salaire nominal lors de la négociation salariale entre syndicats et entreprises domestiques (voir Pétursson et Slok, 2001).

La littérature économique qui s'intéresse aux effets d'une modification des prix étrangers et/ou des coûts de production sur les prix à l'exportation considère habituellement le coût unitaire de production comme un facteur exogène. Par la relation (3.8) l'analyse du coût unitaire est enrichie par l'indice de prix à la consommation, qui devrait être fortement influencé, pour une petite économie ouverte, par les fluctuations des prix des biens importés. D'autres prix extérieurs, comme par exemple le prix des biens intermédiaires seront pris en compte dans la partie économétrique.

De façon à obtenir une forme testable de l'équation de détermination du coût unitaire, nous réécrivons la

relation (3.8) et $C(W, R, A)$ en adoptant les formes fonctionnelles suivantes:

$$C = c \cdot A^{-1} \cdot W^\alpha R^\beta, \quad \text{avec } \alpha + \beta = 1, \quad (3.9a)$$

$$W = (P_c)^{\mu_1} (A)^{\mu_2}, \quad \text{avec } 0 \leq \mu_1 \leq 1, \text{ et } 0 \leq \mu_2 \leq 1 \quad (3.9b)$$

où $\alpha + \beta = 1$ en raison de l'hypothèse de rendements d'échelle constants. Lorsque $\mu_1 = 1$, c'est-à-dire en présence d'une indexation parfaite, l'évolution du taux de salaire réel dépend du degré μ_2 avec lequel les gains de productivité globale sont répercutés sur W . En d'autres termes, un niveau plus élevé de la productivité se traduit par une hausse de la profitabilité des firmes qui devraient être plus enclines à accepter une augmentation des salaires revendiquée par les syndicats (voir Pétursson [2002]).

En substituant (3.9b) dans (3.9a), l'expression de la fonction de coût unitaire s'écrit finalement sous la forme:

$$C = c \cdot A^{-1} \cdot W^\alpha R^\beta = c \cdot A^{\alpha\mu_2 - 1} \cdot P_c^{\alpha\mu_1} \cdot R^\beta, \quad (3.10)$$

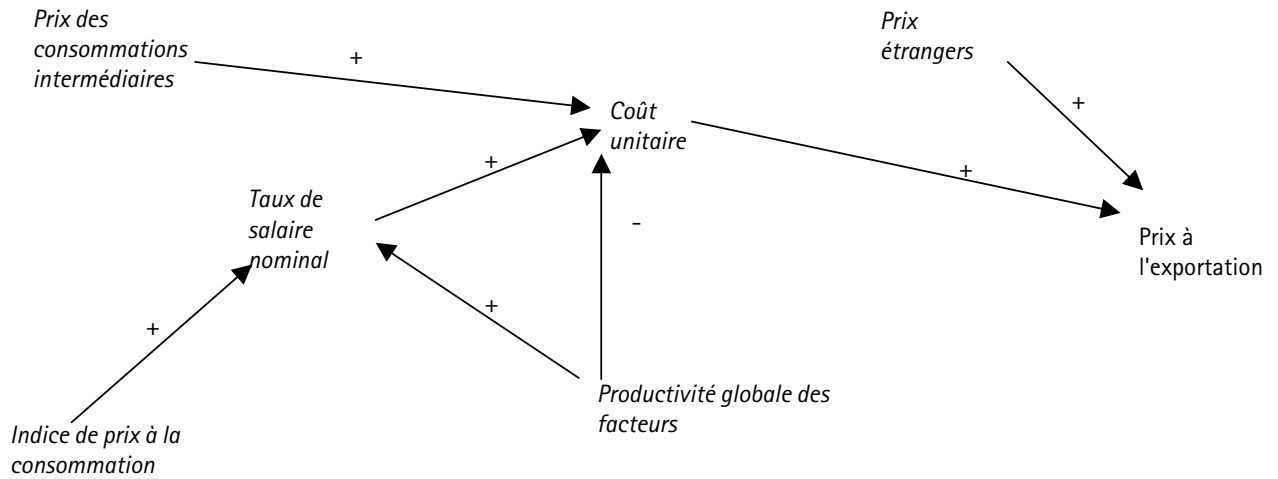
Le coefficient portant sur A : $\alpha\mu_2 - 1$ est négatif ou nul.

Si $\mu_2 = 0$, le coefficient $(\alpha\mu_2 - 1)$ vaut -1 et la répercussion des gains de productivité sur les salaires est nulle. A l'opposé, si $\mu_2 = 1$, le coefficient $(\alpha\mu_2 - 1)$ vaut $\alpha - 1 < 0$ et la répercussion des gains de productivité sur les salaires est totale. Cette répercussion sera révélée de manière économétrique.

Le schéma 1 propose une synthèse des déterminants de la fixation de prix à travers:

- **l'influence directe** du coût unitaire et des prix étrangers sur les prix domestiques qui est fonction de la marge de manœuvre des firmes exportatrices en matière de fixation de prix;
- **l'influence indirecte** des déterminants du coût dont le taux de salaire nominal, les prix des biens intermédiaires, et la productivité globale des facteurs. Une augmentation de l'indice de prix à la consommation, et la réalisation des gains de productivité devraient affecter positivement le taux de salaire nominal à travers le degré d'indexation et les revendications salariales.

Schéma 1: Analyse des déterminants de la fixation des prix à l'exportation d'une petite économie ouverte: principaux mécanismes



4. Formation des prix et déterminants du coût unitaire: une application aux branches marchandes luxembourgeoises

La modélisation proposée permet d'obtenir une équation de détermination du prix à l'exportation d'une petite économie ouverte (équation 3.7). A l'aide de cette forme testable, nous pouvons estimer l'influence des prix étrangers sur la formation des prix à l'exportation et ainsi évaluer la marge de manœuvre des branches industrielles luxembourgeoises dans la fixation de leurs prix. De plus, la littérature empirique traite généralement le coût unitaire de manière synthétique. Dans cette étude, nous tentons d'évaluer plus précisément des déterminants-clés

des coûts de production comme: le coût du travail, la productivité globale des facteurs, les prix de la consommation intermédiaire, les prix à la consommation (équation 3.10).

Rappelons que l'influence de ces facteurs sur la formation des prix à l'exportation sera d'autant plus contraignante que le degré de dépendance envers les prix concurrents est élevée.

4.1 Les données

L'analyse empirique est appliquée aux branches industrielles luxembourgeoises. Ce champ d'application se justifie par la grande exposition de ces branches à la concurrence internationale. Les données exprimées à prix constants ont pour base l'année 1995. Elles proviennent du STATEC et d'Eurostat.

Les données relatives au Luxembourg

Les données utilisées pour le Luxembourg sont issues de la comptabilité nationale luxembourgeoise. Les données relatives à la période 1985-2000 sont traitées conformément au SEC 95. Afin de travailler sur une période suffisamment longue (1970-2002), des rétrapolations ont été effectuées pour les années 1970-1984.

Les grandeurs suivantes écrites en minuscules sont exprimées en logarithme:

- *px*: prix à l'exportation de biens, obtenu par le rapport entre les exportations de biens à prix courants et les exportations de biens à prix constants 1995 (source: STATEC).
- *pva*: prix de la valeur ajoutée de l'industrie, obtenu par le rapport entre la valeur ajoutée de l'industrie et la valeur ajoutée à prix constants 1995 (source: STATEC).
- *ppr*: prix de la production de l'industrie, obtenu par le rapport entre la production de l'industrie et la production à prix constants 1995 (source: STATEC).
- *cu*: coût unitaire du travail. Cet indice est défini comme le rapport entre la masse salariale et la valeur ajoutée exprimée à prix constants 1995 (source: STATEC).
- *cue*: coût unitaire de production. Cet indice est défini comme le rapport entre la somme de la masse

salariale et des consommations intermédiaires et la production exprimée à prix constants 1995 (source: STATEC).

- *pci*: prix des consommations intermédiaires, obtenu par le rapport entre les consommations intermédiaires à prix courants et les consommations intermédiaires exprimées à prix constants 1995 (source: STATEC).
- *pc*: indice de prix à la consommation (source: STATEC).
- *z*: productivité apparente du travail, obtenue en rapportant la valeur ajoutée à prix constants 1995 à l'emploi (source: STATEC).
- *a*: productivité globale des facteurs calculée à l'aide de la méthode de comptabilisation de la croissance.

Les données relatives aux partenaires commerciaux du Luxembourg

Les sept principaux partenaires commerciaux du Luxembourg sont les suivants: l'Allemagne, la Belgique, la France, les Etats-Unis, l'Italie, les Pays-Bas, et le Royaume-Uni. Pour l'ensemble des pays, les données sont libellées en millions d'euros (source: Newcronos, Eurostat) à l'exception des Etats-Unis (source: STAN, OCDE).

- *pxe*: prix à l'exportation de biens des principaux partenaires commerciaux du Luxembourg. Le poids de chaque pays correspond à sa part respective dans les exportations luxembourgeoises de biens (source: Eurostat, OCDE, et Statec).
- *pvae*: prix de la valeur ajoutée de l'industrie des principaux partenaires commerciaux du Luxembourg. Le poids de chaque pays correspond à sa part respective dans les exportations luxembourgeoises de biens (source: Eurostat, OCDE, et Statec).

4.2 Résultats empiriques

Les équations représentant les déterminations du prix à l'exportation et du coût unitaire sont testées sous la forme d'un système dynamique à correction d'erreur permettant de faire coexister des variables ayant un

impact à court terme et d'autres à long terme sur la variable expliquée et de prendre en compte les déterminants du coût unitaire:

- *Première spécification: la variable dépendante est le prix à l'exportation de biens*

$$\Delta(px)_t = c_1 + c_2\Delta(pxe)_t + c_3\Delta(cue)_t + c_4(px)_{t-1} + c_5(pxe)_{t-1} + c_6(cue)_{t-1} \quad (4.1a)$$

$$\Delta(cue)_t = c_7 + c_8\Delta(pci)_t + c_9\Delta(a)_t + c_{10}\Delta(pc)_t + c_{11}(cue)_{t-1} + c_{12}(pci)_{t-1} + c_{13}(a)_{t-1} + c_{14}(pc)_{t-1} \quad (4.1b)$$

- *Deuxième spécification: la variable dépendante est le prix à la production industrielle*

$$\Delta(ppr)_t = c_1 + c_2\Delta(pxe)_t + c_3\Delta(cue)_t + c_4(ppr)_{t-1} + c_5(pxe)_{t-1} + c_6(cue)_{t-1} \quad (4.2a)$$

$$\Delta(cue)_t = c_7 + c_8\Delta(pci)_t + c_9\Delta(a)_t + c_{10}\Delta(pc)_t + c_{11}(cue)_{t-1} + c_{12}(pci)_{t-1} + c_{13}(a)_{t-1} + c_{14}(pc)_{t-1} \quad (4.2b)$$

- *Troisième spécification: la variable dépendante est le prix de la valeur ajoutée industrielle*

$$\Delta(pva)_t = c_1 + c_2\Delta(pvae)_t + c_3\Delta(cu)_t + c_4(pva)_{t-1} + c_5(pvae)_{t-1} + c_6(cu)_{t-1} \quad (4.3a)$$

$$\Delta(cu)_t = c_7 + c_8\Delta(pc)_t + c_9\Delta(a)_t + c_{10}(cu)_{t-1} + c_{11}(pc)_{t-1} + c_{12}(a)_{t-1} \quad (4.3b)$$

Tableau II-3: Estimations des équations dynamiques de détermination du prix à l'exportation et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002).

Équations dynamiques

$$\Delta px_t = 0.585 + 0.364*\Delta cue_t - 0.468*px_{t-1} + 0.341*pxe_{t-1} + 0.181*cue_{t-1} + 0.145*d73 + 0.215*d74$$

(1.05) (2.18)** (-3.72)*** (1.72)* (1.97)** (3.46)*** (4.25)***

$$\Delta cue_t = -0.066 + 0.817*\Delta pci_t + 0.282*\Delta pc_t - 0.219*\Delta a_t - 0.450*cue_{t-1} + 0.377*pci_{t-1} + 0.064*pc_{t-1}$$

(-0.82) (36.25)*** (3.63)*** (-8.58)*** (-3.29)*** (3.33)*** (1.69)*

$$-0.067*a_{t-1} + 0.012*d78 - 0.011*d83$$

(-2.36)** (1.90)* (-1.68)*

Relations de long terme

$$px_t = 1.25 + 0.73* pxe_t + 0.39*cue_t \quad (4.4a)$$

$$cue_t = -0.15 + 0.84*pci_t + 0.14*pc_t - 0.15*a_t \quad (4.4b)$$

	1 ^{ère} équation	2 ^{ème} équation
R^2	0.76	0.99
R^2 ajusté	0.71	0.99
DW	1.63	1.67
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)		
F	0.49	0.42
Proba	0.62	0.67

*** seuil de 1%, ** seuil de 5%, * seuil de 10%

Tableau II-4: Estimations des équations dynamiques de détermination du prix (production) et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002).

Équations dynamiques

$$\Delta ppr_t = -0.723 + 0.471*\Delta pxe_t + 0.358*\Delta cue_t - 0.508*ppr_{t-1} + 0.169*pxe_{t-1} + 0.364*cue_{t-1} \\ (-1.52) \quad (2.38)** \quad (2.34)** \quad (-3.47)*** \quad (1.63)* \quad (3.39)*** \\ + 0.082*d73 + 0.108*d74 \\ (3.14)*** \quad (3.17)**$$

$$\Delta cue_t = -0.066 + 0.817*\Delta pci_t + 0.282*\Delta pc_t - 0.219*\Delta a_t - 0.450*cue_{t-1} + 0.377*pci_{t-1} + 0.064*pc_{t-1} \\ (-0.82) \quad (36.25)*** \quad (3.63)*** \quad (-8.58)*** \quad (-3.29)*** \quad (3.33)** \quad (1.69)* \\ - 0.067*a_{t-1} + 0.012*d78 - 0.011*d83 \\ (-2.36)** \quad (1.90)* \quad (-1.68)*$$

Relations de long terme

$$ppr_t = -1.72 + 0.39*pxe_t + 0.67*cue_t \quad (4.5a)$$

$$cue_t = -0.15 + 0.84*pci_t + 0.14*pc_t - 0.15*a_t \quad (4.5b)$$

	1 ^{ère} équation	2 ^{ème} équation
R^2	0.91	0.99
R^2 ajusté	0.89	0.99
DW	1.98	1.67
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)		
F	0.52	0.42
Proba	0.60	0.67

Tableau II-5: Estimations des équations dynamiques de détermination du prix de la valeur ajoutée et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002).

Équations dynamiques

$$\Delta pva_t = 0.092 + 1.484*\Delta pvae_t - 0.396*pva_{t-1} + 0.177*pvae_{t-1} + 0.194*cu_{t-1} \\ (1.58) \quad (2.33)** \quad (-3.01)*** \quad (1.92)* \quad (1.80)*$$

$$\Delta cu_t = -0.192 + 0.775*\Delta pc_t - 0.866*\Delta a_t - 0.142*cu_{t-1} + 0.155*pc_{t-1} - 0.135*a_{t-1} \\ (-1.08) \quad (4.32)*** \quad (-13.40)*** \quad (-2.07)** \quad (1.69)* \quad (-1.95)* \\ + 0.108*d74 - 0.065*d83 \\ (5.92)*** \quad (-3.65)***$$

Relations de long terme

$$pva_t = 0.23 + 0.45*pvae_t + 0.49*cu_t \quad (4.6a)$$

$$cu_t = -1.35 + 1.09*pc_t - 0.95*a_t \quad (4.6b)$$

	1 ^{ère} équation	2 ^{ème} équation
R^2	0.42	0.96
R^2 ajusté	0.33	0.95
DW	2.16	1.69
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)		
F	0.29	0.29
Proba	0.75	0.75

Les estimations des différentes spécifications d'équations de prix montrent d'une façon générale l'absence d'une dépendance très forte des prix domestiques envers les prix étrangers concurrents. La relation (4.4a) expliquant la détermination du prix à l'exportation indique la dépendance la plus forte des trois équations de prix testées. Une hausse de 1% des prix concurrents implique une augmentation de 0.73% des prix à l'exportation des branches industrielles luxembourgeoises. Ce résultat est comparable avec ceux obtenus par Hung, Kim, et Ohno [1993] et par Krecké et Pieretti [1997]¹. Pour les deux autres équations (4.5a) et (4.6a), le coefficient de dépendance est de l'ordre de 0.40%. Cette différence peut être expliquée par le fait que les prix de la valeur ajoutée et les prix à la production comprennent, pour une part relativement mineure, des éléments domestiques.

Les équations de prix sont complétées par une équation analysant les déterminants du coût de production. Dans les équations de coût associées à la formation du prix à l'exportation (4.4b) et à la production (4.5b), l'influence du prix des consommations intermédiaires apparaît relativement forte (élasticité de 0,84) et très significative. L'incidence de l'indice du prix à la consommation n'apparaît importante que sur le coût unitaire des facteurs sans prise en compte de la consommation intermédiaire, et l'élasticité d'impact n'est significative qu'au seuil de 10%.

Les coefficients mesurant l'impact de la productivité globale des facteurs sur le coût sont du signe attendu (négatif), mais leurs montants diffèrent selon la régression. Dans le cas où la précision de l'estimation est plus grande (équation 4.5b), une hausse de 1% de la productivité globale A entraîne une réduction du coût unitaire de 0.15%. Les gains de productivité constituent un déterminant important de la compétitivité dans le sens où la hausse de A permet d'atteindre le même niveau de production en utilisant moins de facteurs de production. Par ailleurs, les gains de productivité peuvent

justifier des augmentations salariales. Ainsi, la réduction de coût se trouve atténuée par la répercussion des gains de productivité des travailleurs sur le salaire nominal. Dans notre cas, l'élasticité du coût unitaire par rapport à la productivité globale est assez éloignée de -1 , soit $\alpha\mu_2 - 1 = -0.15$ (voir équation 3.10). Ceci montre qu'une part élevée des gains de productivité a été répercutée sur les salaires pour la période 1970-2002.

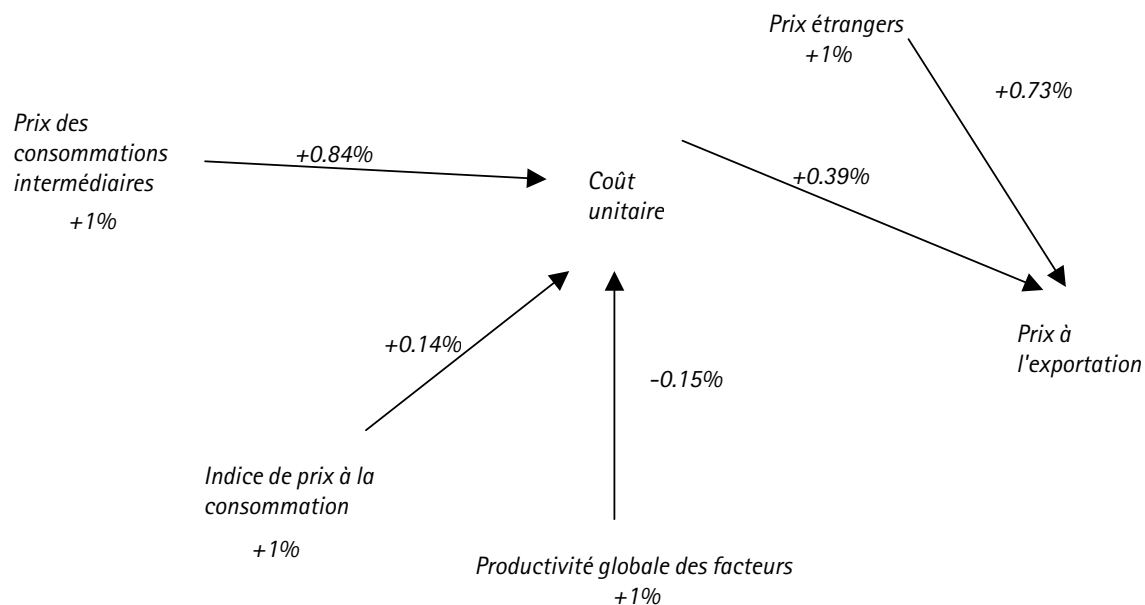
En substituant la relation de long terme (4.4b) dans (4.4a), il est possible d'évaluer l'impact des modifications des déterminants du coût sur les prix domestiques. A travers leur influence sur le coût unitaire, une augmentation de 1% du prix des consommations intermédiaires, de l'indice de prix à la consommation, et de la productivité globale des facteurs se répercute respectivement à hauteur de +0.32%, +0.05% et -0.06% sur le prix à l'exportation de biens. Ce résultat montre l'importance des effets des fluctuations des prix des biens intermédiaires sur la fixation des prix domestiques.

Les estimations des équations dynamiques (4.1a), (4.2a), et (4.3a) (voir tableaux III-1,2,3) font apparaître des coefficients de correction d'erreur très significatifs et compris entre -0.396 et -0.508. La valeur relativement élevée du coefficient (en valeur absolue) de l'équation dynamique du prix à la production industrielle indique une certaine rapidité de l'ajustement.

Les résultats empiriques peuvent être résumés au moyen d'un schéma qui donne un aperçu de l'ampleur de l'influence du coût unitaire et des prix étrangers (voir schéma 2). En retenant comme indicateur de prix fixé par les firmes domestiques le prix à l'exportation de biens (voir tableau III-1), les estimations indiquent qu'une augmentation de 1% du coût unitaire se traduit par un accroissement des prix à l'exportation de 0.39% et qu'une augmentation de 1% des prix concurrents étrangers induit une hausse des prix à l'exportation de 0.73%.

¹ Les résultats empiriques de Krecké et Pieretti [1997] indiquent que les prix des branches industrielles luxembourgeoises sont en grande partie (à hauteur de 75%) influencés par l'évolution des prix des concurrents étrangers.

Schéma 2: Analyse des déterminants de la fixation de prix à l'exportation d'une petite économie ouverte: résultats empiriques



5. Degré de dépendance face aux prix étrangers: une approche par branche

5.1 Le cadre d'analyse

Agréger les secteurs revient à considérer que le comportement des individus qui constituent l'échantillon est homogène ce qui peut conduire à des biais d'estimations importants. Les données par branche présentent un double avantage par rapport aux séries temporelles et aux coupes transversales. Cette approche permet de tenir compte simultanément du caractère hétérogène des individus et de la dynamique des comportements au cours du temps. Un avantage supplémentaire des données de panel a trait à l'utilisation d'un échantillon de grande taille ce qui devrait permettre d'aboutir à une estimation très proche de la valeur véritable des paramètres¹.

L'objet de cette étude est d'examiner l'influence de la prise en compte des disparités inter-individuelles sur les résultats macroéconomiques en termes de fixation de prix. Dans le cadre des données par branche, les disparités inter-individuelles se résument dans un paramètre commun qui fera l'objet d'une comparaison avec ceux obtenus lorsque les comportements sont agrégés. A cette fin, le modèle présenté dans la section 2 est légèrement modifié de façon à aboutir à une équation testable par branche. Cette nouvelle équation de détermination des prix domestiques est testée en données par branche en utilisant les développements récents de la théorie de la cointégration (voir annexe B).

On considère que chaque entreprise représentative de la branche i produit, dans des conditions de rendements constants à l'échelle, un niveau de produit X_i d'un bien destiné aux marchés étrangers. Chaque branche i fait face à une demande étrangère qui est une fonction décroissance du prix domestique, c'est-à-dire $X_i = X_i(P_i)$ avec $X'_i < 0$. En adoptant une démarche analogue à celle présentée dans la section 3, le prix domestique fixé par la branche i peut être exprimé comme une moyenne pondérée des prix étrangers de la branche i et du coût unitaire domestique de la branche i ,

$$p_{i,t} = b_i + \rho_i p_{i,t}^* + (1 - \rho_i) c u_{i,t} + e_{i,t} \quad (5.1)$$

où $0 < \rho_i < 1$, b_i est l'effet individuel de la branche i et $e_{i,t}$ un terme d'erreur qui représente l'ensemble des

influences des variables non prises en compte dans le modèle. La forme testable (5.1) est une relation de long terme où n'apparaissent pas les variables d'ajustement de court terme. Le terme b_i représente une spécificité de la branche i inobservable et stable dans le temps.

La relation (5.1) permet d'évaluer dans quelle mesure la firme représentative de la branche i dispose d'une marge de manœuvre en matière de fixation de prix à l'exportation. Une valeur du coefficient ρ_i égale à l'unité traduit une adaptation parfaite du prix domestique aux variations du prix étranger. Dans cette éventualité, le taux de change réel est constant, le prix domestique tend vers le coût unitaire, et la marge est nulle. A l'opposé du scénario de *price-taker* pur, lorsque l'élasticité-prix de la demande à laquelle font face les exportateurs du petit pays est faible, la marge peut être préservée à la suite d'une augmentation de la pression concurrentielle extérieure (une baisse des prix étrangers) ou interne (une hausse du coût unitaire). Selon que les firmes tendent vers un scénario *price-taker* ou un scénario *price-setter*, la répercussion des modifications des conditions de compétitivité aura tendance à se faire plutôt sur la marge M_i ou le taux de change effectif réel R_i .

A l'aide d'un modèle à correction d'erreur permettant de faire coexister des variables ayant un impact à court terme et d'autres à long terme sur la variation des prix domestiques, nous estimons la forme testable (5.1) en données de panel à partir de données désagrégées de manière sectorielle. La spécification obtenue à partir du modèle de formation des prix à l'exportation des branches industrielles luxembourgeoises est testée pour les branches industrielles et pour la branche "Transports et Communication" de façon à évaluer:

la vitesse d'adaptation des prix faisant suite à une modification de son coût unitaire ou des prix étrangers de la branche i ;

les influences respectives à court terme et à long terme des prix étrangers et du coût unitaire;

le degré de marge de manœuvre en termes de fixation de prix, un coefficient ρ_i proche de l'unité indiquant une forte dépendance aux variations des prix étrangers.

¹ Voir Sevestre [2003] pour une présentation intuitive des concepts de base.

5.2 Description des données utilisées

Les données annuelles utilisées dans notre application empirique sont issues de la comptabilité nationale luxembourgeoise et européenne. La base de données STAN de l'OCDE (Comptes Nationaux Annuels) a été également retenue pour disposer de données pour la France. Les données relatives au Luxembourg et à ses principaux partenaires commerciaux (Allemagne, Belgique, France) sont traitées par les méthodes du SEC 95. Les branches "Construction", "Commerce", et "Activités immobilières" peuvent être assimilées au secteur des biens non échangeables et par conséquent sont exclues de l'étude en raison d'un lien moins fort avec la compétitivité. Quant à l'étude des déterminants de la formation des prix dans la branche "Intermédiation financière", elle nécessiterait une analyse spécifique.

Les 12 branches retenues dans notre étude empirique sont les suivantes: "Industries agricoles et alimentaires" (branche 1), "Industrie textile et habillement" et "Industrie du cuir et de la chaussure" (branche 2), "Travail du bois et fabrication d'articles en bois" et "Autres industries manufacturières" (branche 3), "Industrie du papier et du carton; édition et imprimerie" (branche 4), "Industrie chimique" (branche 5), "Industrie du caoutchouc et des plastiques" (branche 6), "Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques" (branche 7), "Métallurgie et travail des métaux" (branche 8),

"Fabrication de machines et équipements" (branche 9), "Fabrication d'équipements électriques et électroniques" (branche 10), "Fabrication de matériel de transport" (branche 11), "Transports et Communications" (branche 12).

Les données relatives aux branches industrielles et à la branche "Transports et Communications" sont les suivantes:

- P_i : Prix de la valeur ajoutée de la branche i obtenue par le rapport entre la valeur ajoutée à prix courants et la valeur ajoutée à prix constants de la branche i .
- CU_i : Coût unitaire de la branche i obtenu par le rapport entre la masse salariale et la valeur ajoutée à prix constants de la branche i .
- P_i^* : Prix étrangers de la branche i définis comme la moyenne géométrique des prix de la valeur ajoutée¹ des principaux partenaires commerciaux du

$$\text{Luxembourg}^2: P_i^* = \prod_{j=1}^n (P_{i,j}^*)^{X_j/X} \text{ avec } X_j \text{ les}$$

exportations du Luxembourg vers le pays j et X les exportations totales du Luxembourg.

5.3 Résultats empiriques

D'un point de vue économétrique, l'information tant en termes de quantité qu'en termes de variabilité assure une plus grande précision et robustesse des estimations. Dans un premier temps, nous examinons la stationnarité des séries de prix domestiques, de prix étrangers, et de coût unitaire. A cette fin, la méthodologie de Wu [1996] a été retenue pour appliquer les tests de racine unitaire en panel. Les tests montrent que toutes nos variables sont non stationnaires en niveau et stationnaires en première différence (voir annexe B). Les variables ont donc le même ordre d'intégration (ordre 1).

Dans un deuxième temps, le test de cointégration présenté de manière détaillée dans l'annexe B permet de conclure à l'existence d'une relation de long terme entre les variables considérées. Les coefficients de l'équation écrite sous une forme dynamique à correction d'erreurs peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires:

$$\Delta p_{i,t} = c_i + c_2 \Delta p_{i,t}^* + c_3 \Delta cu_{i,t} + c_4 p_{i,t-1} + c_5 p_{i,t-1}^* + c_6 cu_{i,t-1} \quad (5.2)$$

où c_4 est le coefficient à correction d'erreur qui indique la vitesse avec laquelle l'écart à la relation de long terme est corrigé.

¹ Le prix de la valeur ajoutée de chacun des trois partenaires du Luxembourg a été calculée en rapportant la valeur ajoutée à prix courants à la valeur ajoutée à prix constants 1995. Les séries de valeur ajoutée à prix courants et à prix constants par branches proposées par Eurostat (Newcronos) et l'OCDE (STAN) sont exprimées en euros ce qui implique un taux de change égal à l'unité. Les prix étrangers sont ceux de la valeur ajoutée exprimée en euros pondérés par la part des exportations du Luxembourg vers les pays considérés.

² En raison de la disponibilité restreinte des données annuelles des prix de la valeur ajoutée sur la période 1970-1999, les principaux partenaires commerciaux du Luxembourg retenus sont l'Allemagne (25%), la France (21,5%) et la Belgique (13,5%) où nous avons indiqué entre parenthèses la part des exportations du Luxembourg à destination du pays considéré dans les exportations totales de biens prévalant en 1999 (source: Statc). Ces trois pays représentent à eux seuls 60% des exportations de biens du Luxembourg.

Tableau II-6 Résultats de l'estimation de l'équation dynamique de détermination des prix domestiques sur données sectoriellesVariable expliquée: $\Delta p_{i,t}$; Nombre d'observations: 324; Période: 1970-1999; Nombre de branches: 12.

Equation testée	Eq (5.2)
Variables	
c_i	0.05*** (3.65)
$\Delta p_{i,t}^*$	0.59*** (5.50)
$\Delta cu_{i,t}$	0.24*** (6.55)
$p_{i,t-1}$	-0.16*** (-5.20)
$p_{i,t-1}^*$	0.05** (2.26)
$cu_{i,t-1}$	0.09*** (3.92)
R^2	0.26

(.): t-stat; seuils de ***1%, de **5%, de *1%.

Les résultats de la régression conduisent à la relation de long terme suivante:

$$p_{i,t} = 0.34 + 0.58 \cdot cu_{i,t} + 0.34 \cdot p_{i,t}^* \quad (5.3)$$

Le tableau II-6 rassemble les résultats de l'estimation de l'équation dynamique (5.2). Les signes des coefficients sont conformes à nos attentes. Les régressions sur données sectorielles conduisent à des résultats légèrement différents à ceux obtenus sur données agrégées:

- Au niveau de la relation de long terme, la sensibilité des prix domestiques aux modifications des prix étrangers est plus faible lorsque les disparités inter-branches sont prises en compte. Selon nos estimations, une hausse de 1% des prix étrangers de la valeur ajoutée est répercutée à hauteur de 0.34% sur les prix domestiques de la valeur ajoutée industrielle (voir relation de long terme (5.3)). Cette différence peut s'expliquer par les séries de prix étrangers qui diffèrent selon que les données sont agrégées ou désagrégées par branches en raison de la disponibilité plus restreinte des données. Sur données agrégées, la variable p^* est définie comme la moyenne

géométrique pondérée des prix de la valeur des sept principaux partenaires commerciaux du Luxembourg. Sur données désagrégées, les données par branches n'étaient disponibles que pour les trois principaux partenaires.

- L'estimation de l'équation dynamique (5.2) fait apparaître un coefficient à correction d'erreur très significatif et peu élevé (voir tableau II-6). La valeur faible en valeur absolue du coefficient (-0.16) indique une rapidité peu élevée de l'ajustement qui est environ trois fois plus faible que celle obtenue à partir de données agrégées. Ce résultat pourrait éventuellement traduire le biais d'estimation induit par l'absence de prix en compte des disparités inter-branches lorsque les régressions sont opérées sur données agrégées.

D'après la composante de court terme (voir tableau II-6), l'élasticité des prix des branches industrielles luxembourgeoises par rapport aux prix étrangers est plus élevée que celle des prix domestiques par rapport au coût unitaire à court terme. Ce résultat rejoint l'estimation sur données agrégées en retenant le prix à la production industrielle comme variable dépendante.

Conclusion

Conformément aux travaux récents d'économie internationale et d'économie industrielle, notre étude considère théoriquement et empiriquement la possibilité pour une petite économie ouverte d'avoir une certaine marge de manoeuvre dans la fixation des prix à l'exportation par rapport aux prix concurrents étrangers. Dans ce cas, le coût de production unitaire et ses composantes influencent pleinement la formation du prix à l'exportation.

L'estimation d'un système d'équation de prix à l'exportation et de coût sur l'industrie luxembourgeoise conduit à quelques résultats économétriques significatifs.

Tout d'abord, les résultats empiriques confirment l'absence d'une dépendance totale des prix à l'exportation envers les prix concurrents étrangers. Le degré de dépendance (élasticité des prix domestiques à l'exportation par rapport aux prix concurrents étrangers) obtenu est compris entre 0.40 et 0.73 selon l'indice de prix concerné (prix de la valeur ajoutée et prix à l'exportation). Ces résultats sont confirmés par une étude de la formation des prix de la valeur ajoutée sur données individuelles de branches industrielles.

Dans les équations de coût associées à la formation du prix à l'exportation et à la production, l'influence du prix des consommations intermédiaires, en grande partie importés dans une très petite économie ouverte, apparaît relativement forte et significative. L'influence des prix à la consommation sur le coût, à travers la formation des salaires, n'est observée que lorsque les consommations intermédiaires ne sont pas prises en compte.

Les gains de productivité globale peuvent avoir des effets contrastés sur le coût unitaire. L'abaissement du coût permis par l'augmentation du produit à facteur de production constant peut être annulé ou amoindri si ces gains de productivité sont répercutés dans le salaire. Ici, sur la période 1970-2002, la sensibilité du coût unitaire par rapport à la productivité globale apparaît faible.

Afin de poursuivre l'analyse de la formation des prix de branches exposées à la concurrence internationale, des explications du degré de dépendance propre à chaque branche envers les prix étrangers, pourraient être recherchées parmi les caractéristiques de chaque branche comme le degré de concentration du marché ou les efforts de différenciation des produits.

ANNEXE A. Application empirique: la procédure d'estimation

L'analyse de la stationnarité des variables apparaissant dans notre forme testable (voir équations (7)–(10)) est réalisée à l'aide du test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) consistant à tester l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire contre l'hypothèse alternative que le processus est stationnaire. Les tests ADF opérés successivement sur les variables px , pva , ppr , cu , cue , pci , pc , z , a , pxe , $pvae$, non-stationnaires en niveau nous conduisent, en première différence, à rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. Après avoir appliqué les tests de racine unitaire sur chaque série et identifié leur ordre d'intégration, nous pouvons passer à la procédure d'estimation.

Afin d'envisager une modélisation ECM (« Error Correction Model »), il est nécessaire de vérifier que les variables associées à la relation statique (ou relation de long terme) sont cointégrées (première étape dans la procédure de Engle et Granger [1987]). La première étape consiste à vérifier si les variables définissant les relations de long terme sont cointégrées. Si ces grandeurs sont cointégrées, cela signifie que la combinaison de ces variables est stationnaire, c'est-à-dire $I(0)$. A cette fin, nous avons testé l'existence d'une racine unitaire dans les résidus issus des régressions statiques suivantes:

Résultats d'estimations des relations de long terme:

$$px_t = b_1 + b_2 * pxe_t + b_3 * cue_t \quad (A.1a)$$

$$cue_t = b_4 + b_5 * pci_t + b_6 * a_t + b_7 * pc_t \quad (A.1b)$$

$$ppr_t = d_1 + d_2 * pxe_t + d_3 * cue_t \quad (A.2a)$$

$$cue_t = b_4 + b_5 * pci_t + b_6 * a_t + b_7 * pc_t \quad (A.2b)$$

$$pva_t = e_1 + e_2 * pxe_t + e_3 * cu_t \quad (A.3a)$$

$$cu_t = e_4 + e_5 * z_t + e_6 * pc_t \quad (A.3b)$$

Le tableau A.1 présente les résultats des tests ADF avec un décalage de deux retards sur l'endogène, sans constante ni trend, opérés sur les résidus issus des régressions statiques.

Tableau A.1 Résultats des test de cointégration (test ADF)

Résidus	Test ADF[1]	Valeurs critiques (seuil)
Resid eq (A.1a)	-2.35**	-1.95 (seuil 5%)
Resid eq (A.1b)	-2.17**	-1.95 (seuil 5%)
Resid eq (A.2a)	-3.12***	-2.64 (seuil 1%)
Resid eq (A.3a)	-3.09***	-2.64 (seuil 1%)
Resid eq (A.3b)	-3.08**	-2.96 (seuil 5%)

[1] t-stat calculé inférieur au t-stat théorique implique le rejet de $H_0: p=1$, au seuil de **5%, ***1%.

Le test ADF montre qu'on peut rejeter l'hypothèse de non-stationnarité des résidus d'estimations associés à chacune des cinq équations (voir équations A.1a–A.3b) aux seuils de 5% ou de 1%. Pour chaque type de spécification envisagée, la combinaison linéaire des variables est donc $I(0)$, ce résultat confirmant l'existence d'une relation statique (long terme) entre les niveaux des variables.

Le test ADF opéré sur les résidus des relations statiques (7) et (10) montre qu'on peut rejeter l'hypothèse de non-stationnarité des résidus. La deuxième étape consiste à estimer la relation de déséquilibre, c'est-à-dire sous forme dynamique, par la méthode des moindres carrés ordinaires.

ANNEXE B. Application empirique: théorie de la cointégration et données de panel

Tests de racine unitaire en données de panel

Oh [1996] et Wu [1996] montrent que l'application du test de racine unitaire a un pouvoir statistique plus important lorsqu'il est réalisé en considérant l'ensemble des individus que lorsqu'il est réalisé par individu. La méthodologie destinée à tester la présence d'une racine unitaire en données de panel s'appuie sur les travaux de Wu. La démarche retenue consiste à empiler les données annuelles par individu et à tester l'hypothèse nulle selon laquelle chaque série de prix d'une branche industrielle présente une racine unitaire contre l'hypothèse alternative que l'ensemble des séries annuelles est stationnaire.

L'objet de cette annexe est de présenter l'application de la procédure du test de racine unitaire en données de panel. Les prix des N branches $p_{i,t}$, $i = 1, 2, \dots, N$, $t = 1, 2, \dots, T$, sont supposés suivre le processus suivant:

$$p_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 t + \eta_i + \nu_t + \rho p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (\text{B.1})$$

où η_i est l'effet spécifique à la branche i , ν_t est l'effet commun aux branches dans le temps, et $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur. L'effet commun aux branches est introduit de façon à limiter le degré de dépendance entre les individus. Il disparaît dès lors que l'on soustrait de chaque observation la moyenne calculée sur les individus (pour chaque année). L'hypothèse nulle est l'hypothèse selon laquelle la série de prix domestique de chaque branche présente une racine unitaire, c'est-à-dire $\rho = 1$. En suivant Wu [1996] (voir p. 57), nous appliquons aux données deux transformations successives de façon à éliminer l'ordonnée à l'origine commune aux branches, la tendance temporelle, et les effets spécifiques aux branches et au temps:

$$\hat{p}_{i,t} = p_{i,t} - \bar{p}_i, \quad (\text{B.2})$$

$$\tilde{p}_{i,t} = \hat{p}_{i,t} - \bar{\hat{p}}_t, \quad (\text{B.3})$$

$$\text{où } \bar{p}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{i,t} \text{ et } \bar{\hat{p}}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{p}_{i,t}.$$

Le modèle à estimer s'écrit maintenant sous la forme suivante:

$$\tilde{p}_{i,t} = \rho \tilde{p}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{i,t} \quad (\text{B.4})$$

Dans l'éventualité où les termes d'erreur sont corrélés, nous incorporons des termes en différence première retardés, $\Delta \tilde{p}_{i,t-j}$, dans l'équation (B.4) de façon à corriger l'autocorrélation. Il s'agit finalement de tester l'existence d'une racine unitaire:

$$\Delta \tilde{p}_{i,t} = \alpha \tilde{p}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^p \phi_k \tilde{p}_{i,t-k} + \tilde{\varepsilon}_{i,t}, \quad (\text{B.5})$$

où $i = 1, \dots, 12$ et $t = 1, \dots, 30$. De manière analogue à Wu [1996], nous avons retenu un décalage de deux retards ($k=2$) sur l'endogène pour corriger l'autocorrélation éventuelle sur un horizon de deux ans. Les tests de racine unitaire sont opérés successivement sur les séries de prix domestique, de prix étrangers, et de coût unitaire.

Si le t de Student calculé du coefficient estimé $\hat{\alpha}$ est supérieur à sa valeur théorique, on accepte l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire.

Tableau B.1 Résultats des tests de racine unitaire en données de panel: variables en niveau

En niveau	<i>t de Student</i> calculé ¹ (k=2)	Valeurs critiques (Levin et Lin [1992], N=10, T=25)
Prix domestiques, pi	-2.28***	-5.94 (au seuil de 1%), -5.42 (au seuil de 5%)
Prix étrangers, ep*i	-2.98***	-5.94 (au seuil de 1%), -5.42 (au seuil de 5%)
Coût unitaire, cui	-2.26***	-5.94 (au seuil de 1%), -5.42 (au seuil de 5%)

Les résultats des tests opérés successivement sur pi, ep*i, cui, présentés dans le tableau B.1 montrent que les variables considérées ne sont pas stationnaires en niveau. En se fondant sur les valeurs critiques de Levin et Lin [1992], l'hypothèse nulle de non stationnarité est acceptée.

Tableau B.2 Résultats des tests de racine unitaire en données de panel: variables en première différence

En première différence	<i>t de Student</i> calculé ² (k=2)
Prix domestiques, pi	-10.02
Prix étrangers, ep*i	-15.62
Coût unitaire, cui	-10.45

Les tests opérés sur les variables exprimées en première différence nous conduisent à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité (voir tableau B.2). Par conséquent, les tests de racine unitaire en données de panel indiquent que les séries de prix domestiques, de prix étrangers, et de coût unitaire domestique ont le même ordre d'intégration, c'est-à-dire sont $I(1)$.

Test de cointégration en données de panel

Il existe plusieurs méthodes pour tester l'hypothèse de cointégration entre les variables en données de panel. Une première approche revient à tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et utiliser les résidus issus de la régression de la relation de long terme en données de panel selon la méthode de Engle et Granger [1987]. Pedroni [1995] montre que l'application directe des tests de racine unitaire sur les résidus issus de la régression statique est inappropriée en raison notamment de l'insuffisance d'exogénéité des régresseurs³. Pedroni [1999] élabore sept statistiques qui ont pour objet de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse de cointégration⁴.

Un test de cointégration en données de panel consiste à tester l'hypothèse nulle selon laquelle les variables ne sont pas intégrées pour chaque individu de l'échantillon contre l'hypothèse alternative d'existence d'un vecteur cointégrant pour chaque individu de l'échantillon (qui pourra être différent selon les individus). Une caractéristique importante des tests élaborés par Pedroni [1999] est qu'ils prennent en compte les effets fixes et les effets dynamiques mais également le caractère hétérogène du vecteur cointégrant qui peut différer selon les individus.

Dans une première étape, il s'agit d'estimer les résidus de la régression statique. Notre spécification consiste à estimer la relation de long terme suivante:

$$p_{i,t} = b_i + \delta_i t + \beta_{1,i} p_{i,t}^* + \beta_{2,i} cu_{i,t} + e_{i,t} \quad (\text{B.6})$$

¹ t-stat calculé inférieur au t-stat théorique implique rejet de $H_0: \rho = 1$, au seuil de ***1%, **5%, *10%.

² t-stat calculé inférieur au t-stat théorique implique rejet de $H_0: \rho = 1$, au seuil de ***1%, **5%, *10%.

³ Voir Pedroni [1995] pour une démonstration formalisée et une explication détaillée.

⁴ Kao [1999] élabore également un test de cointégration fondé sur les résidus de la régression statique.

où $i = 1, \dots, 12$, et $t = 1, \dots, 30$. Notons que les valeurs des coefficients peuvent varier selon les branches constituant l'échantillon. Le paramètre b_i représente l'ordonnée à l'origine spécifique à la branche appelée effet-fixe. Une tendance déterministe temporelle, $\delta_i t$, spécifique à chaque branche i est également incorporée.

Pedroni [1999] élabore sept statistiques⁵ dont quatre sont fondées sur une dimension *within* et dont trois sont fondées sur une dimension *between*. Pour les quatre statistiques de dimension *within*, le test de cointégration est réalisé à partir des résidus de la régression statique et consiste à tester l'hypothèse nulle $H_0: \gamma_i = 1$, pour tout i contre l'hypothèse alternative $H_1: \gamma_i = \gamma = 1$ pour tout i , ce qui revient à supposer une valeur commune du coefficient d'autocorrélation des résidus estimés. Dans cette première catégorie, trois tests sont élaborés en élargissant l'approche de Philips et Ouliaris [1990] et de Philips et Perron [1998] aux données de panel. Le quatrième test est analogue au test ADF. En revanche, les statistiques de dimension *between* consiste à opérer un test analogue en supposant que le coefficient d'autocorrélation peut être différent selon les individus.

De manière analogue au cas à l'analyse habituelle réalisée en séries temporelles, évaluer la présence d'une relation de long terme entre les variables considérées nécessite de démontrer que les résidus estimés à partir de la relation de long terme, $\hat{e}_{i,t}$, de l'équation (B.6) sont stationnaires. Pour les tests non paramétriques, les résidus sont issus de la régression suivante:

$$\hat{e}_{i,t} = \gamma_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t}. \quad (\text{B.7})$$

Pour les tests paramétriques, l'équation estimée est la suivante:

$$\hat{e}_{i,t} = \gamma_i \hat{e}_{i,t-1} + \sum_{k=1}^p \gamma_{i,k} \hat{u}_{i,t-k} + \hat{u}_{i,t}. \quad (\text{B.8})$$

Pedroni propose une normaliser les sept statistiques de telle manière qu'elles suivent une loi normale. La « correction » des statistiques de cointégration est donnée par la relation suivante⁶:

$$\frac{\chi_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}} \Rightarrow N(0,1) \quad (\text{B.9})$$

où $\chi_{N,T}$ est la forme normalisée de la statistique de test, N le nombre d'individus (ici des branches). Les valeurs de la moyenne (μ) et de la variance (ν) sont tabulées par Pedroni [1999] (voir tableau 2). La dernière étape consiste à comparer les valeurs des sept statistiques normalisées obtenues à la valeur critique associée à une distribution normale standard, soit 1.645 avec seuil de 5%. Les valeurs des statistiques normalisées qui apparaissent dans le tableau B.3 sont supérieures en valeur absolue au t de student égal à 1.645. Par conséquent, on peut rejeter l'hypothèse H_0 de non-stationnarité des résidus issus de la relation statique (B.6). Puisque les résidus sont stationnaires, il existe une combinaison linéaire des variables qui est $I(0)$, ce résultat confirmant l'existence d'une relation de long terme entre les niveaux des variables.

Tableau B.3: Résultats des tests de cointégration en données de panel (Pedroni [1999])

Statistiques Pedroni [1999]	Panel v-stat	Panel rho- stat	Panel pp- stat	Panel adf-stat	Group rho- stat	Group pp- stat	Group adf- stat
$\chi_{N,T}$	2.0065	-1.3993	-2.2912	-2.4223	-0.5897	-2.3472	-3.0067
$\frac{\chi_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\nu}}$	-2.4622	5.5853	2.7760	2.6710	5.1984	5.6520	4.8334

⁵ Voir tableau 1 de Pedroni [1999], p.660.

⁶ Voir Pedroni [1999], p. 665.

Bibliographie

- Banerjee A. (1999): « Panel data unit roots and cointegration: an overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Special Issue), pp. 607-629.
- Barrio-Castro T., López-Bazo E. et Serrano-Domingo G. (2002): « New evidence on international R&D spillovers, human capital and productivity in the OECD », *Economics Letters*, 77, pp. 41-45.
- Coe D. T. et Helpman E. (1995): « International R&D spillovers », *European Economic Review*, 39, pp. 859-887.
- Cosar E. E. (2002): « Price and income elasticities of turkish export demand: a panel data application », *Central Bank Review* (Central Bank of the Republic of Turkey), 2, pp. 19-53.
- Dockner E. et A. Sitz (1986): « An Investigation into Austrian Export Pricing: Price Taking or Price Setting of a Small Open Economy? », *Empirica* 13(2), 221-241.
- Dormont B. (1989): « Petite apologie des données de panel », *Economie et Prévision*, 87, pp. 19-31.
- Dornbusch R. (1987): « Exchange rates and prices », *American Economic Review*, 77(1), Mars, pp. 93-106.
- Krecké C. et Pieretti P. (1997): « Degré de dépendance face aux prix étrangers d'un secteur exportateur d'un petit pays: une application à l'industrie du Luxembourg », *Economie Appliquée*, tome L, n° 4, pp. 153-175.
- Krugman P. (1987): « Pricing to market when the exchange rate changes », in *Real-Financial Linkages among Open Economies*, Eds.: Sven Arndt et J. David Richardson. Cambridge: MIT Press, pp. 49-70.
- Hung W., Kim, Y., et Ohno K. (1993): « Pricing exports: a cross-country study », *Journal of International Money and Finance*, 12, pp. 3-28.
- Kao C. (1999): « Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data », *Journal of Econometrics*, 90, pp. 1-44.
- Kao C., M.H. Chiang, et Chen B. (1999): « International R&D spillovers: an application of estimation and inference in panel cointegration », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Special Issue), pp. 691-709.
- Naug B. et Nymoen R. (1996): « Pricing to market in a small open economy », *Scandinavian Journal of Economics* 98 (3), pp. 329-350.
- Nielsen H. B. (2002): « An I(2) cointegration analysis of price and quantity formation in Danish manufactured exports », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(5), pp. 449-471.
- Oh K. Y. (1996): « Purchasing power parity and unit root test for panel data », *Journal of International Money and Finance*, 15(3), pp. 405-418.
- O'Regan et Wilkinson J. (1997): « Internationalisation and pricing behaviour: somme evidence for Australia », *Research Discussion Paper*, Reserve Bank of Australia, Octobre.
- Parsley D. (2004): « Pricing in international markets: A small country benchmark », *Review of International Economics*, Août, forthcoming.
- Pedroni P. (1999): « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (Special Issue), pp. 653-670.
- Pétursson T. G. (2002): « Wage and price formation in a small open economy: evidence from Iceland », *Working Papers* n° 16, Central Bank of Iceland.
- Pétursson T. G., et Slok T. (2001): « Wage formation and employment in a cointegrated VAR model », *Econometrics Journal*, 4, pp. 191-209.
- Rotemberg, J. J., et Woodford M.: « Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(4).
- Sevestre, P. (2002): *Econométrie des données de panel*, Dunod, Paris.
- Wu Y. (1996): « Are real exchange rates nonstationary? Evidence from a panel data set », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28 (1), pp. 54-63.