

Compétitivité de l'économie luxembourgeoise

Rapport 2003

Arnaud BOURGAIN

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

statec

Service central de la statistique
et des études économiques



Université du Luxembourg
CREA Cellule de Recherche
en Economie Appliquée

Sommaire

ÉLÉMENTS DE SYNTHÈSE	7
PREMIÈRE PARTIE: INDICATEURS DE COMPÉTITIVITÉ DU LUXEMBOURG	9
1. Indicateurs de performance extérieure	11
1.1 Principaux soldes de la balance des transactions courantes	11
1.2 Indice des termes de l'échange	13
2. Indicateurs synthétiques de compétitivité	14
2.1 Industrie et services marchands	14
2.2 Intermédiation bancaire	20
3. Indicateurs de compétitivité-prix	23
4. Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité	24
4.1 Indicateurs de marge sur coût salarial unitaire	24
4.2 Déterminants des marges sur coût salarial unitaire	27
4.3 Indicateurs de rentabilité des banques	31
5. Indicateurs d'attractivité et de diversification	33
5.1 Nouvelles entreprises	33
5.2 Créations d'emplois	34
5.3 Investissements directs en provenance de l'étranger	35
5.4 Indicateur de diversification de l'économie	37
DEUXIÈME PARTIE: DÉTERMINANTS DES COÛTS ET COMPÉTITIVITÉ-PRIX DANS UNE PETITE ÉCONOMIE OUVERTE	39
1. Introduction	41
2. Faits stylisés	42
2.1 Les prix à l'exportation dans une petite économie ouverte	42
2.2 Évolution des prix domestiques et étrangers	43
2.3 Évolution des prix et des coûts de production	44
3. Modélisation de la formation des prix à l'exportation dans une petite économie ouverte	47
4. Formation des prix et déterminants du coût unitaire: une application aux branches marchandes luxembourgeoises	50
4.1 Les données	50
4.2 Résultats empiriques	51

5. Degré de dépendance face aux prix étrangers: une approche en données de panel	55
5.1 Le cadre d'analyse	55
5.2 Description des données utilisées	56
5.3 Résultats empiriques	56
6. Conclusion	58

Description des données

Références bibliographiques

Liste des tableaux	5
Liste des schémas	5
Liste des graphiques	5

Liste des tableaux

Tableau I-1:	Décomposition du coût salarial unitaire	15
Tableau I-2:	Évolution de l'indicateur M et de ses composantes	27
Tableau I-3:	Emploi salarié par branche d'activité	34
Tableau II-1:	Degré de co-variation entre les fluctuations des prix domestiques et étrangers et le coût unitaire.	45
Tableau II-2:	Degré de co-variation entre les fluctuations du coût unitaire et ses composantes	46
Tableau II-3:	Estimations des équations dynamiques de détermination du prix à l'exportation et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002)	51
Tableau II-4:	Estimations des équations dynamiques de détermination du prix à la production et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002)	52
Tableau II-5:	Estimations des équations dynamiques de détermination du prix de la valeur ajoutée et du coût des branches industrielles luxembourgeoises (1970-2002)	52

Liste des schémas

Schéma II-1:	Analyse des déterminants de la fixation des prix à l'exportation d'une petite économie ouverte: principaux mécanismes	49
Schéma II-2:	Analyse des déterminants de la fixation de prix à l'exportation d'une petite économie ouverte: résultats empiriques	54

Liste des graphiques

Graphique I-1:	Soldes de la balance courante du Luxembourg 1999-2003	11
Graphique I-2:	Termes de l'échange	13
Graphique I-3:	Indicateur synthétique de compétitivité (industrie et services marchands)	14
Graphique I-4a:	Composantes interne (CSU) et externe (e.p*) de l'indicateur synthétique de compétitivité	14
Graphique I-4b:	Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie et services marchands, hors services financiers et activités immobilières)	16
Graphique I-4c:	Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie)	17
Graphique I-4d:	Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Services marchands, hors services financiers et activités immobilières)	17
Graphique I-5a:	Évolution du coût salarial unitaire (Industrie et services marchands, hors services financiers et activités immobilières)	18
Graphique I-5b:	Évolution du coût salarial unitaire (Industrie)	18
Graphique I-5c:	Évolution du coût salarial unitaire (Services marchands)	19
Graphique I-6a:	Indicateurs de compétitivité de l'intermédiation financière	20
Graphique I-6b:	Taux d'intérêts débiteurs (nets des coûts opératoires) et créditeurs domestiques et taux d'intérêt créditeurs étrangers	21
Graphique I-7:	Taux de change effectifs réels (sur la base des déflateurs de la valeur ajoutée)	23
Graphique I-8:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands)	24

Graphique I-9:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands), Luxembourg et ses partenaires	25
Graphique I-10:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie), Luxembourg et ses partenaires	25
Graphique I-11:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (services marchands), Luxembourg et ses partenaires	26
Graphique I-12:	Productivité apparente du travail dans l'industrie et les services marchands (hors services financiers)	28
Graphique I-13:	Productivité apparente du travail (secteur marchand hors construction), Luxembourg et ses partenaires	28
Graphique I-14:	Productivité apparente du travail (industrie), Luxembourg et ses partenaires	29
Graphique I-15:	Productivité apparente du travail (services marchands), Luxembourg et ses partenaires	29
Graphique I-16:	Marge sur coût salarial et termes de l'échange modifiés (Industrie et services marchands, hors activités financières et immobilières), en taux de croissance annuels	30
Graphique I-17:	Indicateurs de rentabilité des banques	31
Graphique I-18:	Évolution du nombre d'entreprises	33
Graphique I-19:	Encours de l'étranger: Part relative (%) par pays	35
Graphique I-20a:	Indicateur 1-H de diversification de l'industrie luxembourgeoise	37
Graphique I-20b:	Indicateur 1-H de diversification des services marchands luxembourgeois	37
Graphique II-1:	Prix de la valeur ajoutée et de la production industriels et prix à l'exportations de biens	42
Graphique II-2:	Évolutions des prix domestiques et étrangers	43
Graphique II-3:	Évolutions des prix à l'exportation (biens) domestiques et étrangers et du coût unitaire de l'industrie luxembourgeoise	44
Graphique II-4:	Fluctuations des prix domestiques et étrangers à l'exportation et du coût unitaire	44
Graphique II-5:	Fluctuations des prix domestiques et étrangers de la valeur ajoutée industrielle et du coût unitaire salarial	45
Graphique II-6:	Les déterminants du coût unitaire (en taux de croissance annuels)	46

Éléments de synthèse

Analyse annuelle des indicateurs de compétitivité

L'excédent de la balance courante luxembourgeoise est retombé de 2.6 milliards d'euros en 2002 à 2.2 milliards en 2003. Exprimé en pourcentage du PIB, le solde courant de 2003 avoisine celui de la fin des années 90 – à savoir légèrement inférieur à 10%. Cette détérioration est essentiellement due à l'aggravation des déficits structurels des balances des revenus et des transferts courants. En revanche, la balance des biens et services s'est légèrement améliorée pour atteindre un excédent de 5.3 milliards d'euros, grâce surtout au solde positif des échanges de services (7.5 milliards). Cette amélioration de l'excédent des échanges de services s'explique entre autres par l'évolution favorable des soldes positifs des activités de transport et des voyages, de même que par le démarrage (en cours d'année au Luxembourg) des activités d'une entreprise d'origine américaine spécialisée dans la diffusion d'informations. Par ailleurs, les services financiers ont continué à contribuer largement (à raison de quelque 70%) à ce résultat positif et cela en dépit d'un léger recul des prestations aux non-résidents. Cette évolution est largement influencée par la montée des cours boursiers: ainsi dégage-t-on une hausse du solde net à partir de la fin du premier semestre et ce revirement de tendance semble se confirmer au début de l'année en cours.

L'indicateur synthétique de compétitivité traite des conditions externes et internes de la situation compétitive de l'économie luxembourgeoise. Il est calculé dans ce rapport pour les branches industrielles et les services marchands en excluant les services financiers et l'immobilier¹. L'indicateur synthétique, qui compare les prix de production étrangers au coût salarial unitaire domestique présente un profil ascendant de 1990 à 2000 suivi d'une diminution depuis l'année 2001 dans les services marchands (voir graphique I-3). Cette tendance à la baisse de I est relativement atténuée dans l'industrie.

La baisse de l'indicateur de compétitivité I des services marchands sur les deux dernières années étudiées semble avoir une origine interne: la hausse du coût salarial unitaire (rapport de la masse salariale au volume de valeur ajoutée). La légère baisse des prix étrangers accentue cette tendance en 2002. Notons qu'un ralentissement conjoncturel se traduit, à court terme et en l'absence d'un ajustement immédiat sur le marché du travail, par une augmentation du coût salarial unitaire.

¹ Les services financiers et l'immobilier sont exclus du champ des indicateurs de compétitivité pour des raisons liées aux problèmes techniques rencontrés lors de l'évaluation de la composante prix dans ces deux branches

L'indicateur synthétique a l'avantage d'être décomposable car il est le produit d'un indicateur de marge (marge sur coût salarial unitaire) et d'un indicateur de compétitivité-prix, à savoir le taux de change effectif réel. Sa décomposition permet d'observer les possibilités de répercussion des chocs de compétitivité sur les prix à l'exportation et d'en déduire un comportement soit à dominante « price-taker » soit au contraire marqué par une plus grande autonomie dans la fixation du prix par rapport aux prix étrangers. L'évolution de la marge dans les services marchands est défavorable sur la dernière période (1998-2002). Dans cette phase de baisse de la marge, l'augmentation du coût unitaire n'a pas été compensée par une hausse des prix. Cette évolution peut traduire une marge de manœuvre réduite des services marchands en termes de fixation de prix.

Dans le secteur bancaire, l'indicateur de compétitivité concerne l'intermédiation financière. Il est basé sur les taux créditeurs luxembourgeois et internationaux, le taux débiteur et les coûts opératoires. Cet indicateur présente un profil à la hausse depuis le quatrième trimestre 2000. Cette augmentation s'explique par une réduction des taux débiteurs nets des coûts opératoires moins importante que celle des taux d'intérêt créditeurs étrangers. Depuis le premier trimestre 2001, les taux créditeurs étrangers sont en forte diminution. Les taux créditeurs domestiques observés semblent s'adapter avec un ou deux trimestres de retard. Cette évolution se traduit par un rapport entre taux créditeurs domestiques et étrangers proche de l'unité suggérant un comportement à dominante price-taker. L'indicateur de marge défini comme le rapport entre les taux débiteurs (nets des coûts opératoires) et les taux créditeurs domestiques tend à augmenter sur cette période. Parallèlement à un léger resserrement des coûts, les taux débiteurs ont baissé plus faiblement que les taux créditeurs. Ce dernier phénomène est d'ailleurs constaté lors des périodes de baisse des taux.

Concernant l'attractivité du site luxembourgeois, à la fin de l'année 2001, les encours des investissements directs de l'étranger (IDE) recensés dans le cadre de l'enquête annuelle IDE se sont élevés à 29.1 milliards EUR, montant largement supérieur aux autres pays européens lorsqu'il est comparé au PIB. Le secteur financier (banques et assurances) a absorbé à lui seul près des deux tiers du stock de capitaux étrangers. Il faut tenir compte que l'intensité capitaliste des investissements dans le secteur financier est largement supérieure à la moyenne de l'économie. Ainsi les encours d'IDE dans le secteur bancaire se chiffrent à 820 000 euros par salarié, contre

quelque 20 000 seulement dans le secteur non financier. Par ailleurs, des entreprises étrangères établies au Luxembourg jouent un rôle de coordination et de gestion dans le cadre de la politique d'un groupe d'entreprises. Au cours des dernières années plusieurs grands groupes étrangers (surtout européens et américains) ont choisi les

entités au Luxembourg comme centre de coordination et/ou de gestion des activités du groupe dans une partie de l'Europe. Cette restructuration interne du groupe a entraîné une augmentation (parfois substantielle) des IDE au Luxembourg et, partant, des investissements à l'étranger à partir du Luxembourg.

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

Cette étude considère théoriquement et empiriquement la possibilité pour une petite économie ouverte d'avoir une certaine marge de manœuvre dans la fixation des prix à l'exportation par rapport aux prix concurrents étrangers. Dans le cas d'une économie entièrement soumise au prix international, les ajustements nécessaires au maintien de la position compétitive devraient être supportés mécaniquement par les marges des producteurs du pays domestique ou en agissant sur les coûts de production, cette dernière variable étant peu compressible dans les économies à haut niveau de vie. Au contraire, dans le cas où une économie dispose d'une certaine marge de manœuvre dans la fixation des prix à l'exportation, il y a possibilité d'absorption partielle des hausses de coût par les prix. Le coût de production unitaire et ses composantes influencent alors pleinement la formation du prix à l'exportation.

Dans cet esprit, cette contribution propose une modélisation puis des tests empiriques de la formation des prix dans les branches industrielles luxembourgeoises en évaluant 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.

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). Une analyse en données de panel de branches confirme la dépendance modérée des prix de la valeur ajoutée domestique des branches industrielles envers les prix internationaux.

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 importante 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, ce qui semble être le cas sur la période considérée (1970-2002).

PREMIÈRE PARTIE

Indicateurs de compétitivité du Luxembourg

Arnaud BOURGAIN

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

1. Indicateurs de performance extérieure

1.1 Principaux soldes de la balance des transactions courantes

L'excédent de la balance courante est retombé de 2.6 milliards d'euros en 2002 à 2.2 milliards en 2003. Exprimé en pourcentage du PIB, le solde courant de 2003 avoisine celui de la fin des années 90 – à savoir légèrement inférieur à 10%. Cette détérioration est essentiellement due à l'aggravation des déficits structurels des balances des revenus et des transferts courants. En revanche, la balance des biens et services s'est légèrement améliorée pour atteindre un excédent de 5.3 milliards d'euros, grâce surtout au solde positif des échanges de services (7.5 milliards).

La balance commerciale s'est détériorée, passant de 2.1 milliards d'euros en 2002 à 2.2 milliards en 2003. Cette détérioration s'explique exclusivement par l'évolution des opérations sur or non monétaire (passant d'un excédent appréciable en 2002 à un léger déficit en 2003). En dehors de ce type particulier de transactions, le déficit des échanges de biens s'est donc légèrement résorbé – cependant plus par un tassement des importations que par un effet de reprise des exportations. Par rapport à 2002, les exportations (à l'exclusion de l'or non monétaire) ont, en effet, baissé de 1.6%, alors que les importations ont reculé de 3.6%.

Les transactions extérieures sur services se soldent par un excédent record de 7.5 milliards d'euros (contre 7.4 milliards en 2002), ce qui débouche sur un taux de couverture des importations par les exportations de 150%. Cette amélioration de l'excédent des échanges de services s'explique entre autres par l'évolution favorable des soldes positifs des activités de transport et des voyages, de même que par le démarrage (en cours d'année au Luxembourg) des activités d'une entreprise

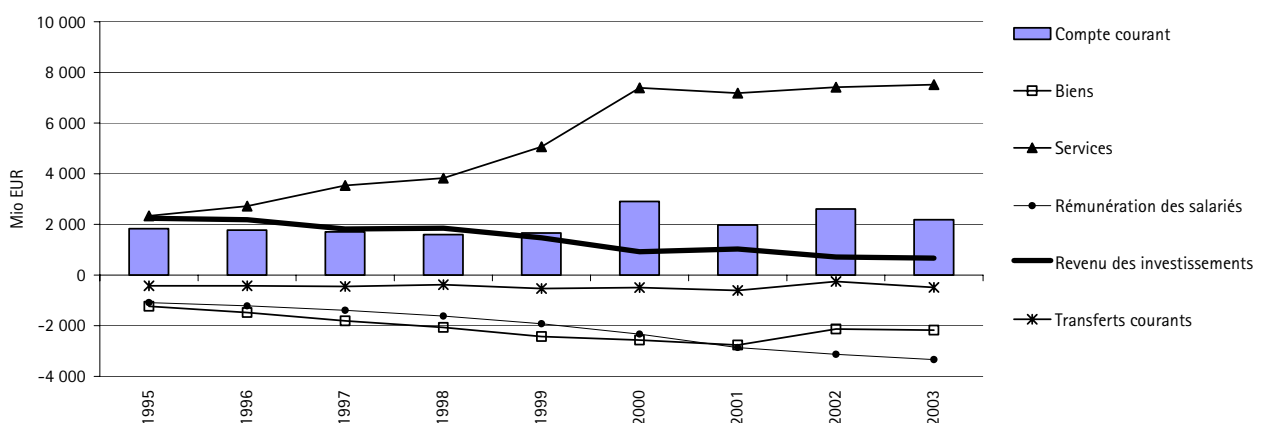
d'origine américaine spécialisée dans la diffusion d'informations. Par ailleurs, les services financiers ont continué à contribuer largement (à raison de quelque 70%) à ce résultat positif et cela en dépit d'un léger recul des prestations aux non-résidents. Cette évolution est largement influencée par la montée des cours boursiers: ainsi dégage-t-on une hausse du solde net à partir de la fin du premier semestre et ce revirement de tendance semble se confirmer au début de l'année en cours.

Le déficit structurel de la balance des revenus s'est encore détérioré sous l'effet de la réduction nette du revenu des investissements et surtout de la rémunération nette des salariés. Cette dernière évolution est due au nombre croissant des frontaliers venant travailler au Luxembourg. Le recul du revenu net des investissements s'explique quant à lui en large partie par la légère réduction de la marge d'intérêts du secteur bancaire.

En 2002 la balance des transferts avait enregistré un déficit relativement modeste suite à des rentrées au titre de l'indemnisation d'un satellite accidenté en cours d'année. Par rapport à ce déficit exceptionnellement faible, le solde a quasiment doublé en 2003, tout en restant en retrait par rapport aux résultats des années 1999 à 2001.

Les transferts des administrations publiques se soldent par un léger excédent en raison d'une entrée nette exceptionnelle dans le cadre des accords belgo-luxembourgeois. Cette recette est cependant quasiment compensée par une réallocation de revenus monétaires (enregistrée sous les transferts aux autres secteurs) dans le cadre de l'euro-système.

Graphique I-1: Soldes partiels de la balance courante du Luxembourg 1999-2003



Source: STATEC, BCL

La balance des paiements est un état statistique où sont systématiquement résumées, pour une période donnée, les transactions économiques que les agents économiques d'un pays ont réalisées avec le reste monde. La balance des paiements distingue deux grandes sections: le compte des transactions courantes, appelé encore balance courante, ainsi que le compte de capital et d'opérations financières.

La balance courante enregistre les transactions sur biens, services, revenus du travail et du capital, ainsi que les transferts courants. Des soldes partiels peuvent être calculés par la différence entre les recettes (exportations) et les dépenses (importations) pour chaque rubrique respective.

Le revenu des investissements tient également compte des *bénéfices réinvestis*. Ces derniers concernent exclusivement les entreprises résidentes détenues à raison de plus de 10% par des investisseurs non-

résidents, ainsi que les entreprises non-résidentes détenues à raison de plus de 10% par des investisseurs résidents. Les bénéfices qui ne sont pas distribués sont toutefois la propriété de l'investisseur direct. Pour traduire ce principe de propriété au niveau de la balance des paiements, il est recommandé d'imputer les bénéfices non-distribués (revenant aux investisseurs directs) aux revenus des investissements. Un montant identique est enregistré comme mouvement des capitaux – en sens inverse – traduisant ainsi la disponibilité des capitaux dans l'économie d'implantation.

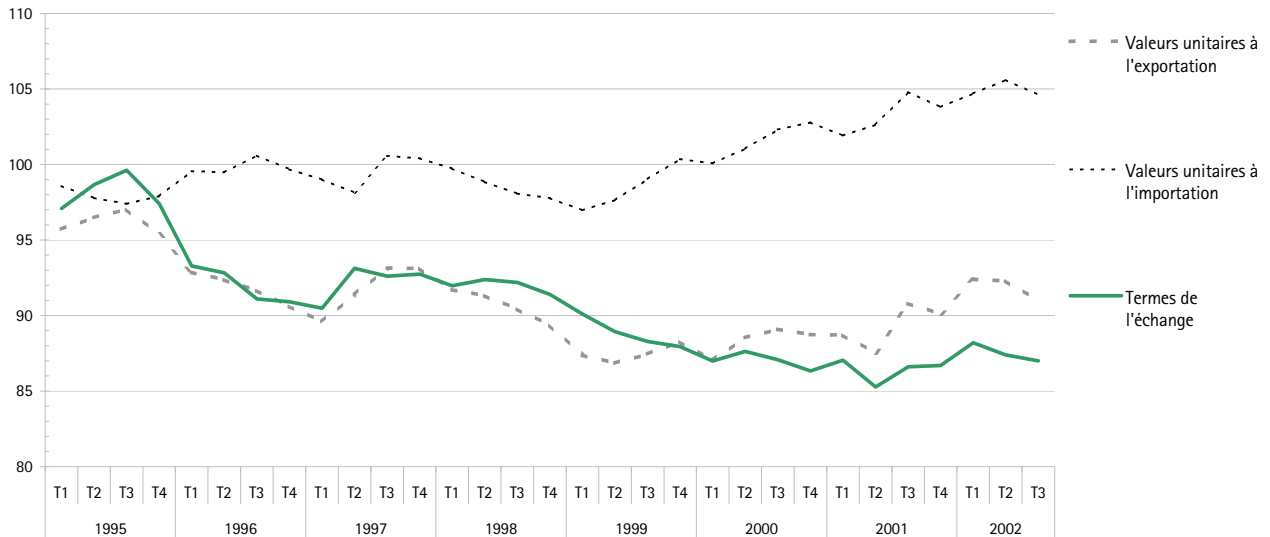
Ces écritures en sens inverse se compensent – mais comme elles sont enregistrées dans des balances partielles différentes, les soldes respectifs s'en trouvent affectés. Compte tenu de la présence dans l'économie luxembourgeoise de nombreuses entreprises détenues par des investisseurs directs étrangers, l'impact net au niveau de la balance courante est structurellement négatif, variant au cours des trois dernières années entre EUR 2.7 et 3.2 milliards par an.

1.2 Indice des termes de l'échange

Pour des raisons techniques la production des données sur les valeurs unitaires à l'exportation et à l'importation est momentanément suspendue. Dès lors la mise à jour de l'indice des termes de l'échange et son analyse doivent

être reportées au prochain numéro. A toute fin utile nous reprenons néanmoins le graphique jusqu'au moment de la rupture et le commentaire méthodologique.

Graphique I-2: Termes de l'échange



En principe les termes de l'échange (TE) sont le rapport entre les prix à l'exportation (P_x) et les prix à l'importation (P_i), $TE = P_x/P_i \times 100$. Une amélioration (détérioration) des termes de l'échange signifie que le pays est en mesure d'acheter plus (moins) de produits à l'étranger pour un volume donné d'exportations.

En l'absence d'indications précises et régulières sur ces prix, il est généralement fait recours aux valeurs unitaires calculées sur base de données (valeur et volume) collectées dans le cadre de la statistique du commerce extérieur¹. La valeur unitaire est en fait la valeur

moyenne d'un produit pour une période de référence (mois, trimestre, année).

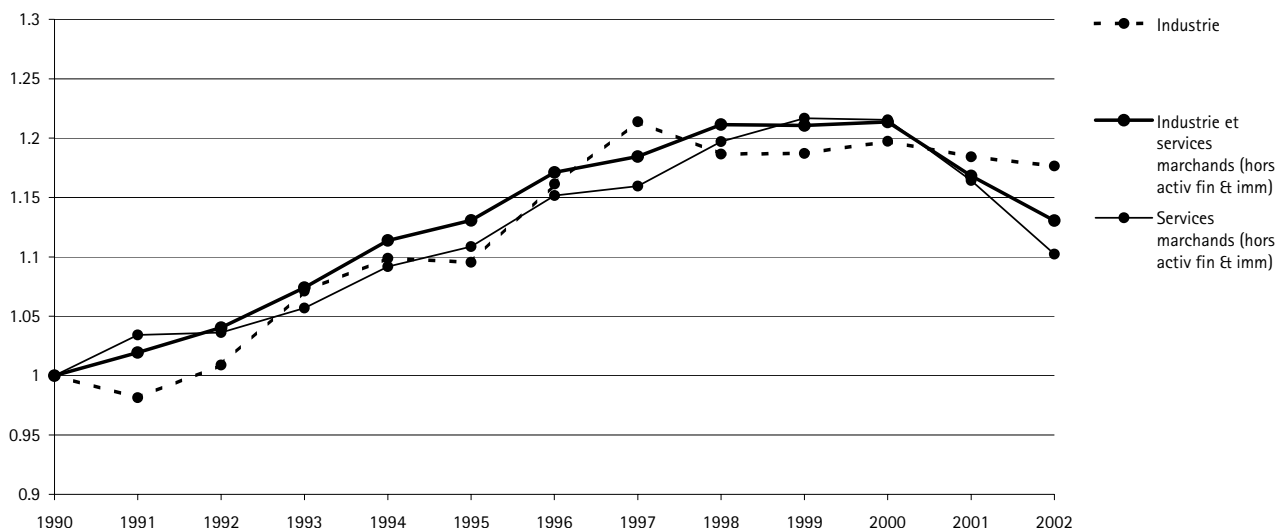
Les indices des valeurs unitaires ne constituent que des mesures imparfaites des véritables mouvements de prix. Un changement dans la composition des produits – ayant des prix différents – repris sous une même position peut ainsi provoquer une variation de la valeur unitaire, sans que les prix proprement dits n'aient varié. Ces effets secondaires sont susceptibles de se produire plus fréquemment à l'importation (e.a. palette de produits plus large) qu'à l'exportation.

¹ Dans le cadre de la statistique du commerce extérieur, toutes les marchandises sont reprises dans une classification distinguant quelque 10 000 rubriques et regroupant les produits de même type ayant des caractéristiques ou des qualités analogues, mais pas identiques.

2. Indicateurs synthétiques de compétitivité

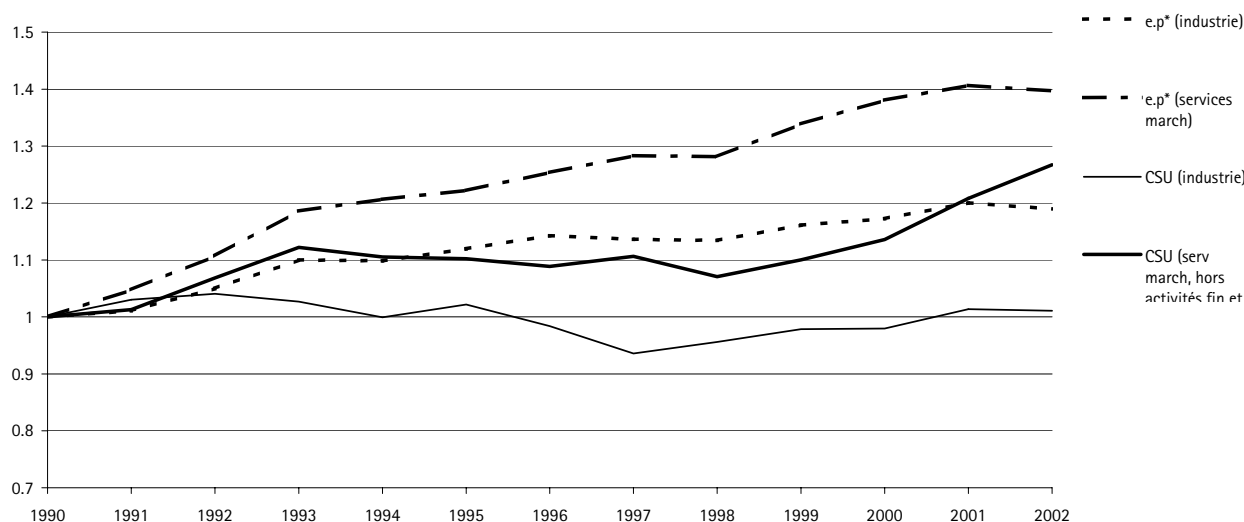
2.1 Industrie et services marchands

Graphique I-3: Indicateur synthétique de compétitivité (industrie et services marchands, hors services financiers et activités immobilières) base 100 en 1990



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-4a: Composantes interne (CSU) et externe (e.p*) de l'indicateur synthétique de compétitivité (base 100 en 1990)



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

L'indicateur synthétique de compétitivité, qui compare les prix de production étrangers au coût salarial unitaire domestique présente un profil ascendant de 1990 à 2000 suivi d'une diminution depuis l'année 2001 dans les services marchands (voir graphique I-3). Cette tendance à la baisse de I est relativement atténuée dans l'industrie.

Rappelons que l'indicateur synthétique I (voir encadré) est défini comme le rapport entre une composante "externe" (prix étrangers corrigés par le taux de change) et une composante "interne" (coût salarial unitaire domestique) de compétitivité. Cette décomposition nous permet de rendre compte des origines des modifications

de l'indicateur de compétitivité et d'évaluer le degré de marge de manœuvre de l'économie en matière de fixation de prix. La composante interne (coût salarial unitaire) est définie comme le rapport du taux de salaire (w) et de la productivité du travail (VA_q / L). Une hausse du taux de salaire et/ou une baisse de la productivité jouent dans le sens d'un accroissement du coût salarial unitaire qui affecte négativement la compétitivité.

- **Évolution des conditions internes et externes de compétitivité**

Le graphique I-4a présente l'évolution de la composante externe (ep^*) et de la composante interne (CSU, coût salarial unitaire) des branches industrielles et des services marchands. La baisse de l'indicateur de compétitivité I des **services marchands**¹ sur les deux dernières années étudiées semble avoir une origine interne: la hausse du CSU. La légère baisse des prix étrangers accentue cette tendance en 2002. Notons qu'un ralentissement conjoncturel se traduit, à court terme et en l'absence d'un ajustement immédiat sur le marché du travail, par une augmentation du coût salarial unitaire.

Le graphique I-3 fait apparaître deux périodes distinctes au niveau de l'évolution de l'indicateur I calculé pour l'**industrie**. La période de hausse de I (1992-1997) est associée à une baisse du coût unitaire du travail (-0.9%, par an) et à une augmentation des prix industriels étrangers (1.8%). Cette tendance est suivie d'une évolution (1997-2002) de l'indicateur I en léger retrait sous l'effet de la hausse du CSU (1.6%, par an) faiblement supérieure à celle de la composante externe.

Le tableau I-1 présente les évolutions récentes et tendanciennes (taux de croissance annuel moyen) du CSU et de ses deux composantes. Dans les **services marchands**, le taux de croissance annuel moyen du CSU des branches des services marchands s'est établi à 2% sur la période 1990-2002. Cette augmentation résulte d'une croissance annuelle moyenne du taux de salaire nominal (3.5%) supérieure à celle de la productivité apparente du travail (1.5%). Sur la période récente (1999-2002), des pertes de productivité (en -0.6% en 1999, -1.7% en 2001, -1.6% en 2002) accentuent les effets de la hausse du taux de salaire nominal sur le CSU. Cette évolution récente de la productivité peut être liée au ralentissement de l'activité économique. A l'exception de la France, l'évolution du coût unitaire dans les branches des services marchands au Luxembourg et dans les pays voisins est relativement similaire (voir graphique I-5c).

Pour les **branches industrielles**, le CSU est relativement stable sur la période 1990-2002 (voir graphique I-5b). Comme le précédent rapport l'avait souligné, les salaires évoluent en phase avec la productivité du travail. La hausse tendancielle du taux de salaire nominal (3.5%) est presque complètement compensée par les gains de productivité réalisés dans l'industrie (3.4%). La période récente (1995-2002) est associée à une évolution à la baisse du CSU (-0.2%) sous l'effet d'une hausse modérée des salaires (2.4%) par rapport à la période 1990-1995 et à une croissance annuelle moyenne de la productivité apparente du travail relativement élevée (2.6%). Le graphique I-5b fait apparaître une forte similitude entre les évolutions du CSU dans les branches industrielles luxembourgeoises et allemandes entre 1997-2001.

Tableau I-1: Décomposition du coût salarial unitaire (taux de croissance annuel)

	90-02	90-95	95-02	1999	2000	2001	2002
Industrie + services							
Coût salarial unitaire	1.2	1.2	1.2	2.4	2.2	5.4	3.3
Productivité apparente du travail	2.0	2.8	1.4	-0.2	3.0	-1.7	-0.7
Taux de salaire nominal	3.2	4.0	2.6	2.2	5.3	3.6	2.6
Industrie							
Coût salarial unitaire	0.1	0.4	-0.2	2.3	0.1	3.5	-0.3
Productivité apparente du travail	3.4	4.6	2.6	1.3	7.3	-1.2	2.3
Taux de salaire nominal	3.5	5.1	2.4	3.7	7.4	2.2	2.0
Services marchands							
Coût salarial unitaire	2.0	2.0	2.0	2.8	3.2	6.4	4.9
Productivité apparente du travail	1.5	1.9	1.2	-0.6	1.6	-1.7	-1.6
Taux de salaire nominal	3.5	3.9	3.2	2.2	4.9	4.6	3.2

Source: données STATEC; calculs: CREA

¹ Les branches "Services financiers" et "activités immobilières" sont exclues de l'analyse.

• Comportement dans la fixation de prix

Les graphiques I-4b, I-4c, et I-4d permettent d'analyser les évolutions conjointes de l'indicateur I et de ses deux composantes (M et R). Les écarts entre I et M révèlent la réaction de l'économie exportatrice face à un changement des conditions compétitives (voir l'encadré présentant l'indicateur synthétique). Une situation de "price-taker" reflète une situation de faible autonomie des firmes domestiques en matière de fixation de prix: elles ont tendance à répercuter la modification des prix étrangers sur leurs marges (M) de manière à maintenir leur compétitivité-prix (R). Dans une situation de "price-setter", les firmes ont la possibilité de ne pas ajuster leur marge suite aux variations de prix étrangers.

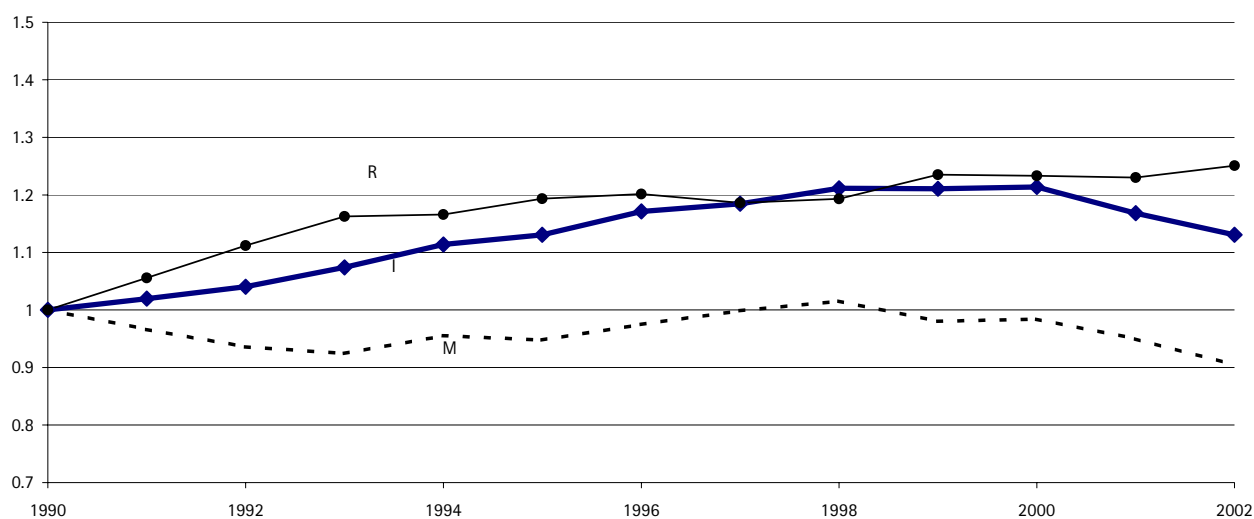
La légère tendance à la baisse de la marge sur coût salarial unitaire (pva/CSU) depuis 1998 dans l'**industrie** semble résulter d'une évolution défavorable des prix, en particulier en 1999 (-1%) et en 2002 (-3.2%) (voir tableau 1). Au cours de cette période, les branches industrielles enregistrent une augmentation de

l'indicateur de compétitivité-prix (R). En 2002, les prix industriels domestiques (-3.2%) ont diminué à un rythme supérieur à celui des pays partenaires (-0.9%).

L'évolution de la marge dans les **services marchands** est défavorable sur les périodes 1990-1993 (-1.4%, par an) et 1998-2002 (-3.5%, par an) et progresse de 1.6% par an sur la période 1993-1998. Dans les phases de baisse de la marge, l'augmentation du coût unitaire n'a pas été compensée par une hausse des prix comme l'indique le graphique I-4d. Cette évolution peut traduire une marge de manœuvre réduite des services marchands en termes de fixation de prix. Quant à l'indicateur de compétitivité-prix (R), il s'est élevé à un rythme annuel moyen égal à 1.1% en raison d'une croissance annuelle moyenne des prix étrangers (1.9%) supérieure à celle des prix domestiques (0.8%).

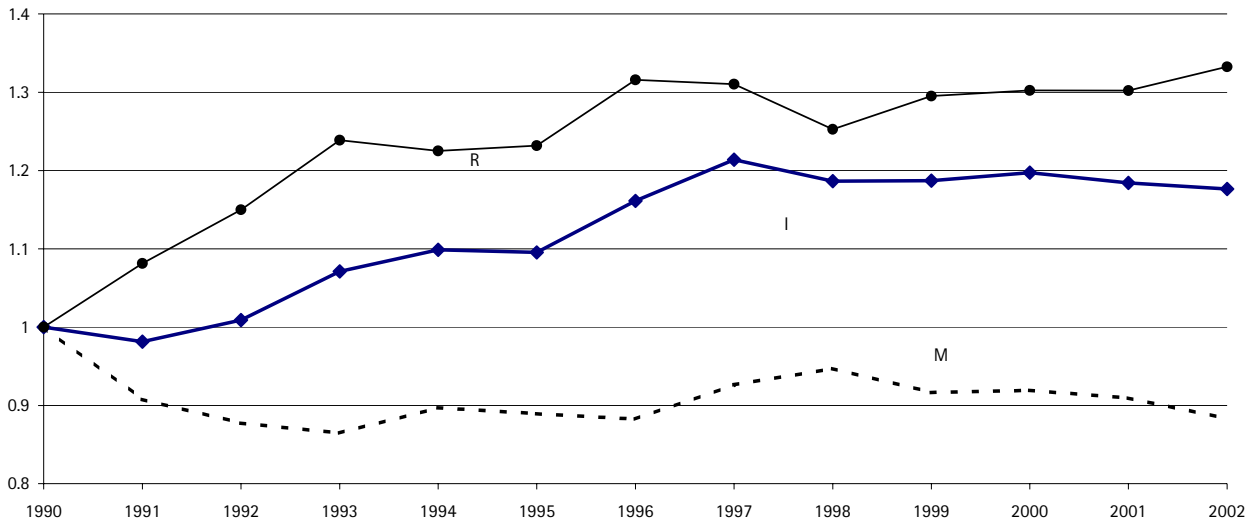
Une analyse plus détaillée de ces évolutions peut être menée à partir de l'examen des composantes "compétitivité-prix" et "marge" de l'indicateur synthétique (voir sections 3 et 4 de cette partie).

Graphique I-4b: Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie et services marchands, hors services financiers et activités immobilières)



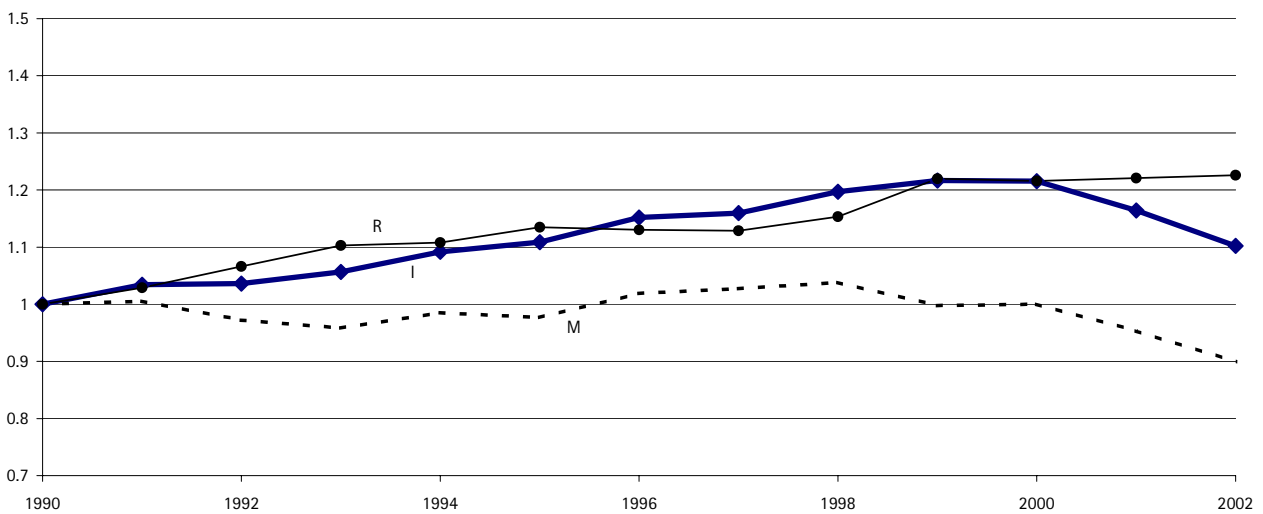
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-4c: Décomposition de l'indicateur synthétique de compétitivité (industrie)



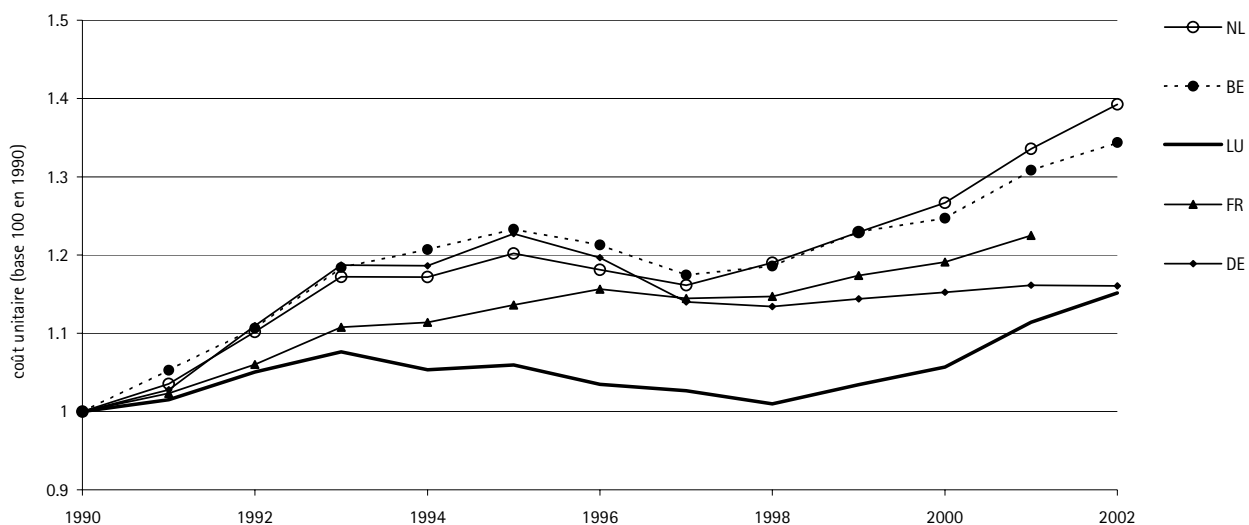
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-4d: Décomposition de l'indicateur de compétitivité (services marchands, hors services financiers et activités immobilières)



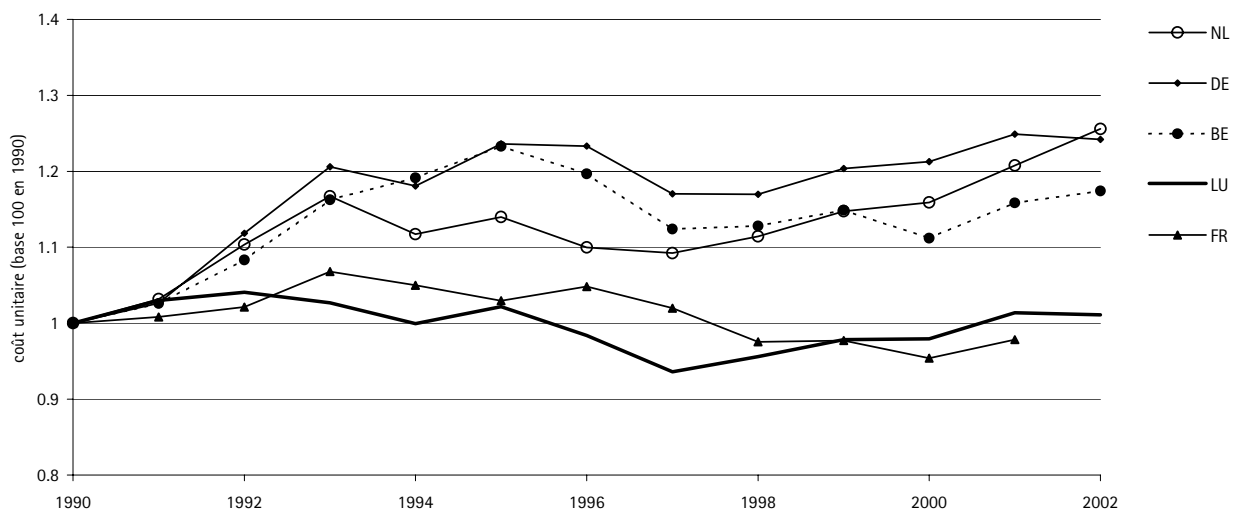
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-5a: Évolution du coût salarial unitaire (industrie et services marchands)



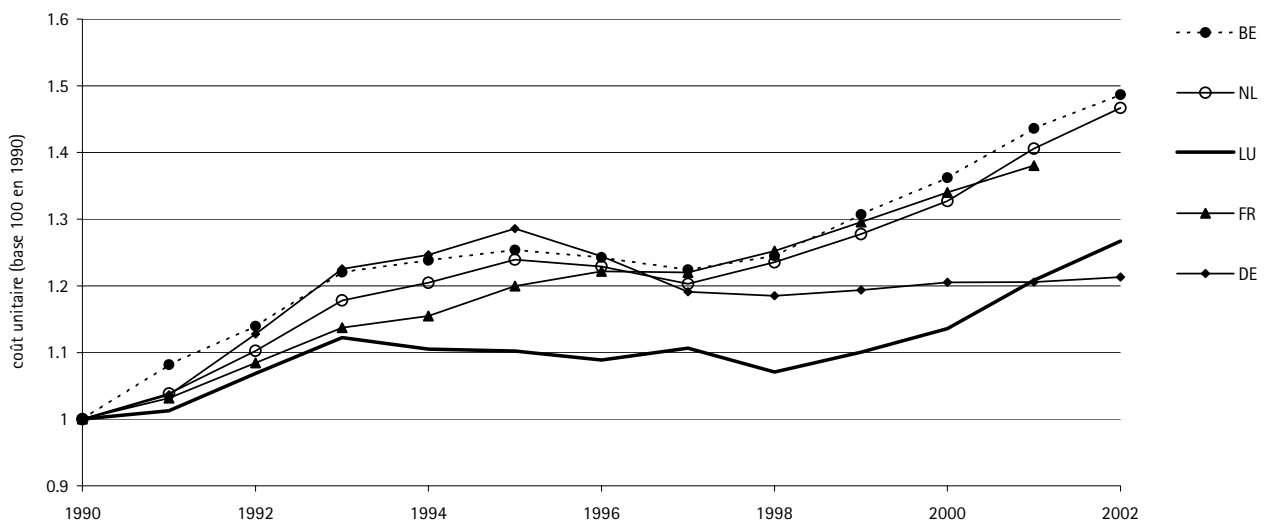
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-5b: Évolution du coût salarial unitaire (industrie)



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-5c: Évolution du coût salarial unitaire (services marchands)



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

L'indicateur synthétique de compétitivité générale retenu¹ compare le coût unitaire aux prix étrangers exprimés en monnaie nationale (e.P*). Intuitivement, les conditions de la compétitivité s'améliorent si l'écart entre les prix étrangers (exprimés en monnaie domestique) et le coût unitaire (ici le coût salarial unitaire, CSU) augmente.

$$I = \frac{e \cdot P^*}{CSU}$$

D'une part, cet indicateur synthétise les changements dans les conditions de compétitivité, et d'autre part, il permet d'analyser le comportement de l'économie exportatrice face à des changements de conditions de compétitivité.

- Causes externes et internes des modifications de la situation compétitive:

Un tel indice fait la synthèse entre deux sources possibles de compétitivité: externe au numérateur et interne au dénominateur. Les ingrédients sont en fait un indice pondéré de prix étrangers, le taux de change effectif et le coût unitaire mesuré ici par le coût salarial unitaire (CSU). Le CSU est le rapport entre la masse salariale ($w \cdot L$) et la valeur ajoutée exprimée à prix constants ($VA_q = VA /$

P^*), ou le rapport entre le salaire et la productivité du travail

$$\left(\frac{w}{VA_q / L} \right)$$

- Analyse du comportement de l'économie suite aux modifications des conditions de compétitivité:

L'indicateur I a l'avantage d'être décomposable car il est le produit d'un indicateur de marge (marge sur coût salarial unitaire) et d'un indicateur de compétitivité-prix, à savoir le taux de change effectif réel (R)

$$I = M \cdot R = \frac{P}{CSU} \cdot \frac{e \cdot P^*}{P}$$

Cette décomposition met en évidence les possibilités de répercussions des chocs de compétitivité sur les prix à l'exportation. Les modifications des conditions de compétitivité peuvent être dues à une hausse des prix à la production étrangers, à la modération salariale, à l'augmentation de la productivité, et/ou à une dévaluation de la monnaie. Deux cas peuvent se présenter selon que les variations de l'indicateur I ont une origine interne ou externe.

¹ La construction de cet indicateur est discutée en détail dans le rapport de recherche: Pieretti, Krecké 1997: Système d'indicateurs de compétitivité pour l'industrie luxembourgeoise, Cahiers économiques du STATEC n°89.

² Les prix domestiques notés P sont définis comme le déflateur de la valeur ajoutée (source: STATEC).

Cas 1: la pression concurrentielle s'élève (baisse de la composante externe $e.P^*$). Deux réactions extrêmes sont envisageables:

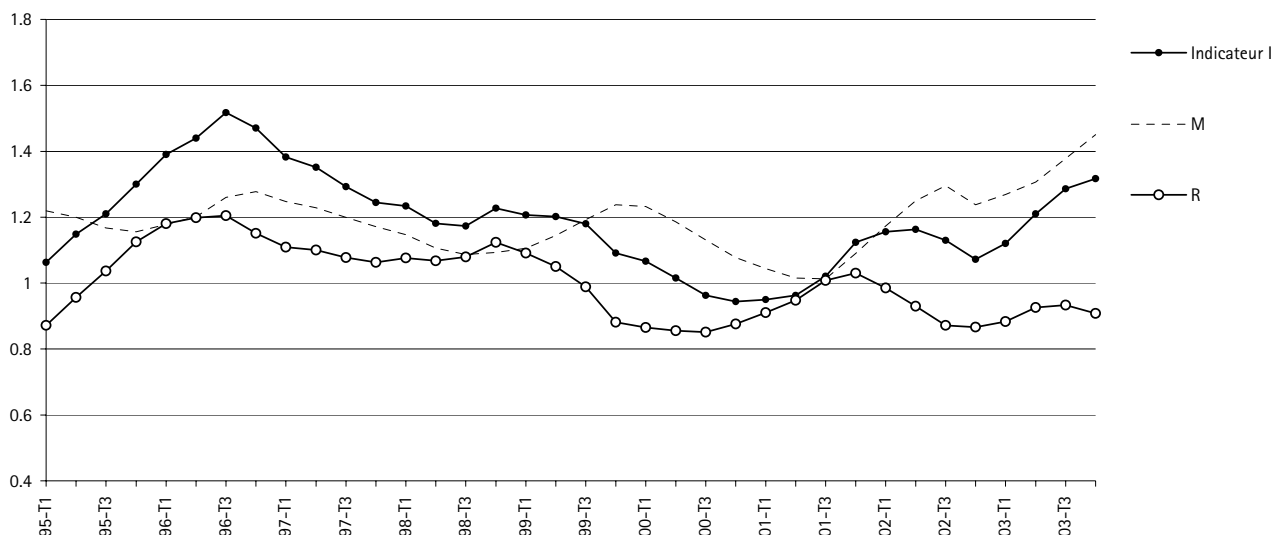
- Lorsque les exportateurs sont très contraints par les prix étrangers, l'ajustement a tendance à se faire par les marges.
- Une plus grande autonomie des exportateurs nationaux en matière de fixation du prix domestique par rapport aux prix internationaux peut aboutir à sauvegarder la marge, en faisant baisser R.

Cas 2: le coût salarial domestique s'accroît (hausse de la composante interne). La marge peut être préservée si les exportateurs ont la possibilité de répercuter cette augmentation sur leur prix. Au contraire, s'ils sont contraints de s'aligner sur les prix étrangers, la marge sera ajustée à la baisse.

Ces différentes réactions peuvent être distinguées grâce à l'écart entre l'indicateur I et l'indicateur M. Ainsi, en cas d'une réaction passive (price-taker), l'évolution de I et de M seront très proches. Au contraire, un écart dans leur évolution met en évidence une plus grande autonomie dans la fixation du prix, par exemple grâce à un effort de qualité ou de différenciation des produits.

2.2 Indicateur synthétique de compétitivité de l'intermédiation financière:

Graphique I-6a: Indicateurs de compétitivité de l'intermédiation financière



Source: données BCL et Banque Nationale de Belgique; calculs: CREA

L'évolution de l'indicateur I de compétitivité de l'intermédiation financière, ainsi que celle de ses deux composantes M (marge) et R (indicateur d'écart entre taux domestique et taux étranger) pour le secteur bancaire luxembourgeois (4^{ème} trimestre 1995 - 4^{ème} trimestre 2003) apparaissent sur le graphique I-6a. Ces indicateurs sont basés sur des données trimestrielles issues des comptes de résultats et des bilans de l'ensemble des banques de la place luxembourgeoise (voir encadré).

L'indicateur de compétitivité I de l'intermédiation financière est défini comme le rapport des taux débiteurs (nets des coûts opératoires) domestiques et du taux d'intérêt créditeur étranger. L'indicateur I présente un profil à la hausse depuis le quatrième trimestre 2000. Cette augmentation s'explique par une réduction des taux débiteurs nets des coûts opératoires (rL-c) moins

importante que celle des créiteurs étrangers (r_0^*) (voir graphiques I-6a et I-6b).

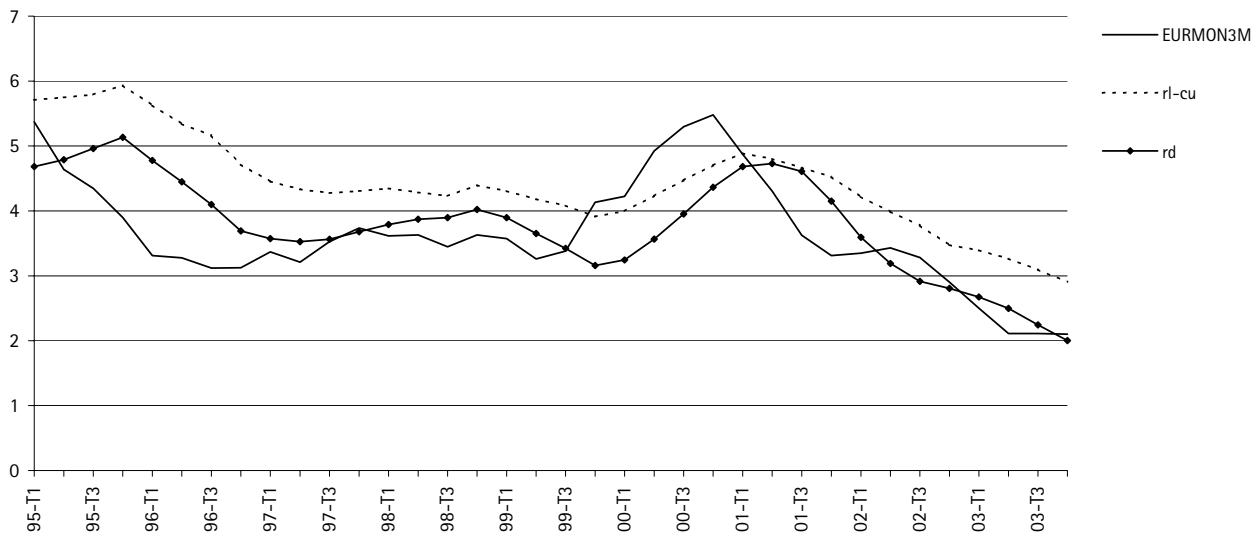
La décomposition de l'indicateur I permet de mieux percevoir la réaction des banques domestiques suite à la variation des taux d'intérêt créditeurs étrangers. Cet indicateur est le produit de R (écart entre taux domestiques et taux étrangers) et de l'indicateur de marge M qui est défini comme le rapport des taux débiteurs (nets des coûts opératoires) aux taux créditeurs domestiques. L'évolution de I sera d'autant plus proche de l'évolution de M que l'adaptation des taux créditeurs domestiques (r_0) aux taux créditeurs étrangers est parfaite (r_0^*). Le graphique I-6b permet d'examiner dans quelle mesure on observe un décalage dans l'évolution de ces deux taux.

Depuis le premier trimestre 2001, les taux créditeurs étrangers sont en forte diminution. Les taux créditeurs

domestiques s'adaptent avec un ou deux trimestres de retard. Cette évolution se traduit par un indicateur R (rapport entre taux créditeurs domestiques et étrangers) proche de l'unité suggérant un comportement à dominante price-taker. La marge M définie comme le rapport entre les taux débiteurs (nets des coûts

opérateurs) et les taux créditeurs domestiques tend à augmenter sur cette période. Parallèlement à un léger resserrement des coûts, les taux débiteurs ont baissé plus faiblement que les taux créditeurs. Ce dernier phénomène est d'ailleurs constaté lors des périodes de baisse des taux.

Graphique I-6b: Taux d'intérêts débiteurs (nets des coûts opérationnels), créditeurs domestiques et créditeurs étrangers



Source: données BCL et Banque Nationale de Belgique; calculs: CREA

Indicateur de compétitivité de l'intermédiation financière

Suivant une démarche proche de celle qui a conduit à la constitution d'un indicateur synthétique pour l'industrie, l'indicateur de compétitivité de l'intermédiation financière est issu des travaux de la cellule CREA du CRP-GL présentés dans une étude spéciale du rapport 1999 sur la compétitivité de l'économie luxembourgeoise (Cahier du Statec n°90).

Les banques sont supposées être de parfaits « preneurs de prix » sur le marché des crédits, mais peuvent disposer d'un certain pouvoir de marché sur les activités de dépôt. L'indicateur compare les taux d'intérêt domestiques débiteurs (r_L) (supposés parfaitement dépendants du même taux étranger r_L^*), nets des coûts opérationnels (c), aux taux d'intérêt créditeurs étrangers (r_D^*):

$$I = \frac{r_L - c}{r_D^*} = M \cdot R = \frac{r_L - c}{r_D} \cdot \frac{r_D}{r_D^*}$$

Une augmentation de l'indicateur I peut être considérée comme le signe d'un accroissement de la compétitivité de l'intermédiation financière. Elle peut résulter soit d'une augmentation du taux débiteur (r_L), soit de la baisse du

coût unitaire (c) ou du taux créditeur des concurrents (r_D^*) ou bien d'une combinaison de ces différentes variations.

Comme l'indicateur synthétique de compétitivité de l'industrie, cet indicateur I est décomposable en un indicateur de marge dans l'intermédiation:

$$M = \frac{r_L - c}{r_D} \text{ et un indicateur d'écart entre taux}$$

créditeurs domestiques et taux créditeurs étrangers

$$R = \frac{r_D}{r_D^*}. \text{ Ce coefficient R peut s'interpréter comme un}$$

indicateur de compétitivité-prix des dépôts, car plus R est élevé plus les dépôts domestiques sont rémunérés par rapport aux dépôts à l'étranger.

Cette décomposition, comme celle de l'indicateur synthétique pour l'industrie et les services marchands, peut également permettre de révéler le comportement face à un changement de la situation de la compétitivité. Ainsi, face à un accroissement des taux créditeurs étrangers (r_D^*), une attitude passive (price-taker) consiste à ajuster à la hausse les taux créditeurs domestiques (r_D). Par conséquent, l'indicateur de marge

(M) diminue et le taux créditeur relatif (R) reste inchangé.

Par contre, une adaptation seulement partielle par rapport aux taux internationaux permet de limiter la baisse de la marge en laissant diminuer le rapport des taux domestiques aux taux étrangers. L'écart entre l'évolution de I et celle de M peut donc fournir une évaluation du degré d'autonomie face aux taux internationaux.

Notons que cet indicateur I ne reflète pas nécessairement les gains qualitatifs en matière de compétitivité. Une augmentation de M au détriment de R apparaîtrait dans le cas où r_D baisserait en raison de l'accroissement de la qualité. Par exemple, suite à une amélioration qualitative des services bancaires, les taux domestiques (r_D) pourraient baisser, faisant augmenter M et diminuer R en

laissant inchangé l'indicateur synthétique I.

Les données utilisées sont trimestrielles et proviennent des bilans et comptes de résultats agrégés, fournis par la BCL, et de bases de données financières (datastream et Banque nationale de Belgique), (calculs CREA):

r_L : taux débiteur (taux implicite moyen pour l'ensemble des banques domestiques)

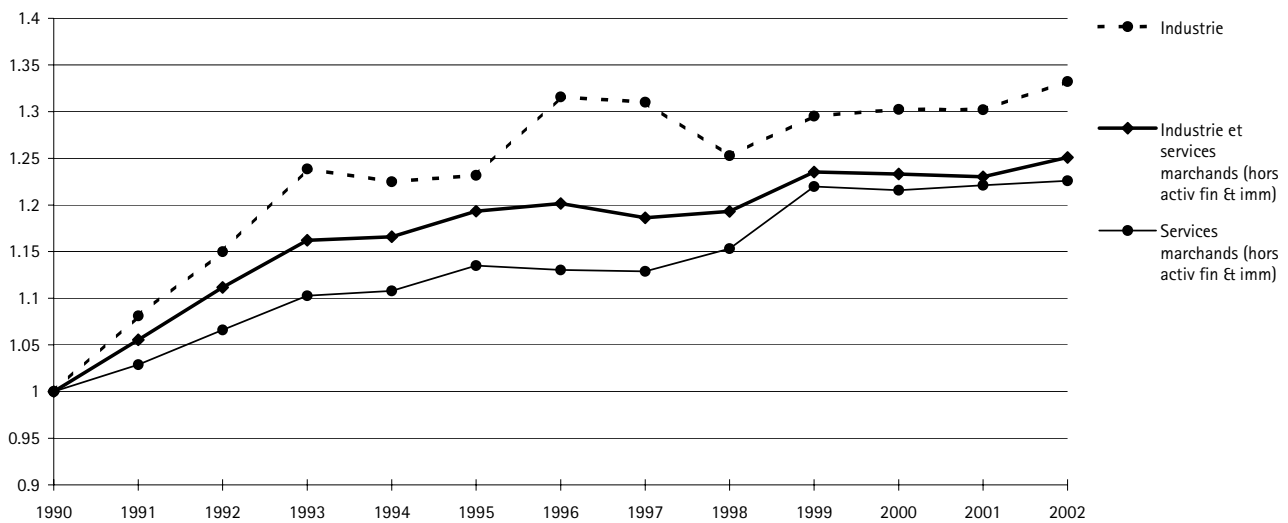
r_D : taux créditeur (taux implicite moyen pour l'ensemble des banques domestiques)

r_D^* : moyenne de taux créditeurs étrangers de référence (taux à court terme)

c: les coûts opératoires comprennent les frais de personnel ainsi que les autres frais généraux.

3. Indicateurs de compétitivité-prix

Graphique I-7: Taux de change effectifs réels (sur la base des déflateurs de la valeur ajoutée), base 100 en 1990



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA, *: données provisoires

D'une manière générale, les branches ayant une certaine maîtrise sur les prix voient leur position de compétitivité-prix s'améliorer si les prix des concurrents étrangers s'accroissent plus rapidement que les prix domestiques¹. Comme les principaux partenaires commerciaux du Luxembourg font partie de l'union monétaire, les fluctuations du taux de change ont peu d'incidence sur le taux de change effectif réel. Seules les variations du dollar et de la livre sterling peuvent avoir une influence, mais leur pondération dans notre indicateur est respectivement de 8% et 9.5% (2002). Les variations du taux de change effectif réel (graphiques I-7) sont donc principalement causées par des variations de prix.

Le taux de change effectif réel (indicateur R), défini comme le rapport entre les prix étrangers de la valeur ajoutée corrigés du taux de change et les prix

domestiques correspondants, ne présente pas de fortes fluctuations sur la période 1995-2002 dans les services marchands et dans l'industrie. La légère augmentation du taux de change effectif réel qui a débuté en 1997 dans les **services marchands** s'explique par une augmentation moins prononcée des prix domestiques que celle des prix étrangers. La période 1995-2002 est caractérisée par une tendance à l'amélioration de la compétitivité-prix dans l'**industrie** en raison d'une évolution légèrement à la baisse des prix domestiques (-0,3%) et d'un profil ascendant des prix étrangers (0,9%).

Il convient de souligner que les données sur les prix de la valeur ajoutée doivent toujours être interprétées avec prudence en raison des difficultés pour calculer un déflateur (prix de la valeur ajoutée) dans certains services, notamment financiers.

Le taux de change effectif réel:

$$TCER = \frac{e.P^*}{P}$$

Le TCER est le taux de change (e) pondéré par les parts des différents partenaires dans les échanges extérieurs du pays et déflaté par le rapport de prix entre ces pays étrangers et le pays domestique (P*/P).

Les sept principaux pays partenaires du Luxembourg sont considérés selon leur part dans la destination des exportations du Luxembourg) représentant en 2002: 78% des exportations totales de biens. Ces pays sont: la Belgique, la France, les Pays-Bas, l'Allemagne, l'Italie, le Royaume-Uni, et les Etats-Unis. Les pondérations sont

établies distinctement selon les exportations de marchandises et les recettes de services.

Une augmentation du rapport signifie une augmentation de la compétitivité-prix. A qualité égale, les biens et services domestiques deviennent plus compétitifs par rapport aux biens et services étrangers.

Sources des données utilisées:

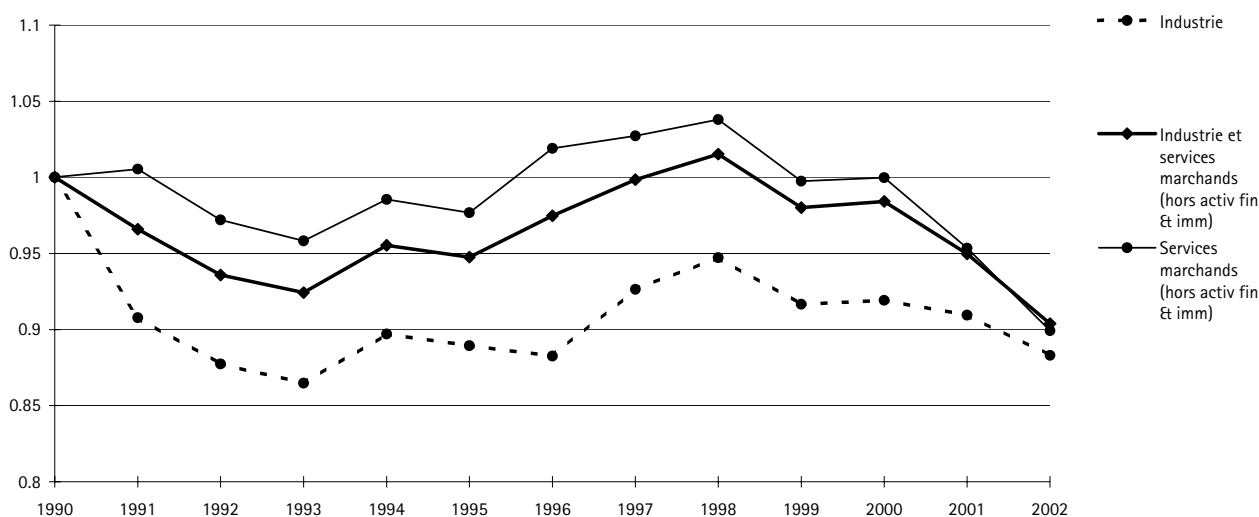
- taux de change (e): Eurostat (valeurs en fin de période)
- prix étrangers (P*): déflateur de la valeur ajoutée (Eurostat)
- prix domestiques (P): déflateur de la valeur ajoutée (STATEC)

¹ Ce raisonnement est valable à qualité égale des produits, hypothèse courante lorsque des agrégats sont employés.

4. Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité

4.1 Indicateur de marge sur coût salarial unitaire:

Graphique I-8: Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire, industrie et services marchands (hors services financiers et activités immobilières), base 100 en 1990



Source: données STATEC; calculs: CREA: données provisoires

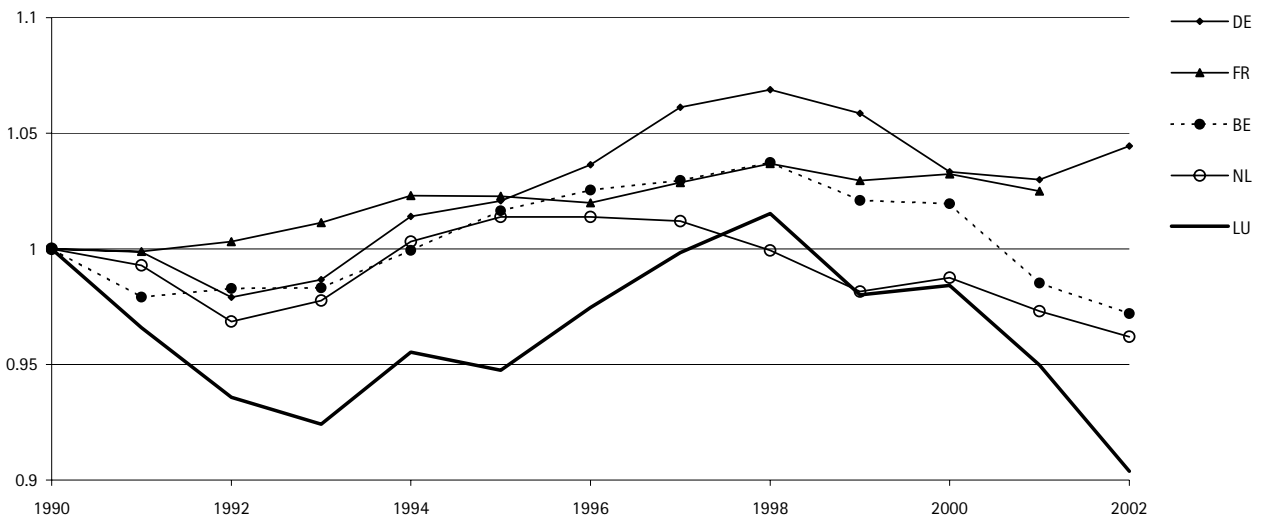
Sur la période 1995-2002, les gains de productivité (+2.6%) réalisés par l'**industrie** (voir graphique I-7) ont permis de compenser en partie la baisse des prix industriels (-0.3%) et la hausse des salaires nominaux (+2.4%). La tendance à la baisse de la marge qui a débuté en 1999 (-3.2%) se poursuit en 2002 (-2.9%). Le graphique I-10 fait apparaître une évolution de la rentabilité des branches industrielles luxembourgeoises relativement similaire à celle des pays voisins, en particulier de l'Allemagne. L'évolution de la marge dans les **services marchands** (hors services financiers) est très proche de celle observée dans l'industrie (voir graphique I-8). La hausse de la rentabilité sur la période 1993-1998 sous l'effet de la baisse du coût salarial unitaire est suivie par une baisse de la marge depuis 1999.

Les graphiques I-9, I-10, et I-11 présentent les évolutions de la marge sur coût salarial unitaire pour le Luxembourg et ses quatre principaux partenaires commerciaux. En termes d'évolution tendancielle, les **branches marchandes** sont caractérisées par une détérioration de leur rentabilité en Belgique (-0.2%), aux Pays-Bas (-0.3%), et au Luxembourg (-0.8%). La baisse de

l'indicateur M semble généralisée depuis 2000, à l'exception de l'Allemagne. Le graphique I-9 indique une évolution de l'indicateur M calculé pour les branches marchandes luxembourgeoises relativement proche jusqu'en 2000 du profil de la marge de ses principaux partenaires commerciaux: l'Allemagne (DE), la Belgique (BE), la France (FR), et les Pays-Bas (NL). Les branches marchandes luxembourgeoises enregistrent de plus amples fluctuations de l'indicateur M tant à la hausse qu'à la baisse. Cette caractéristique est particulièrement marquée sur la période 2000-2002.

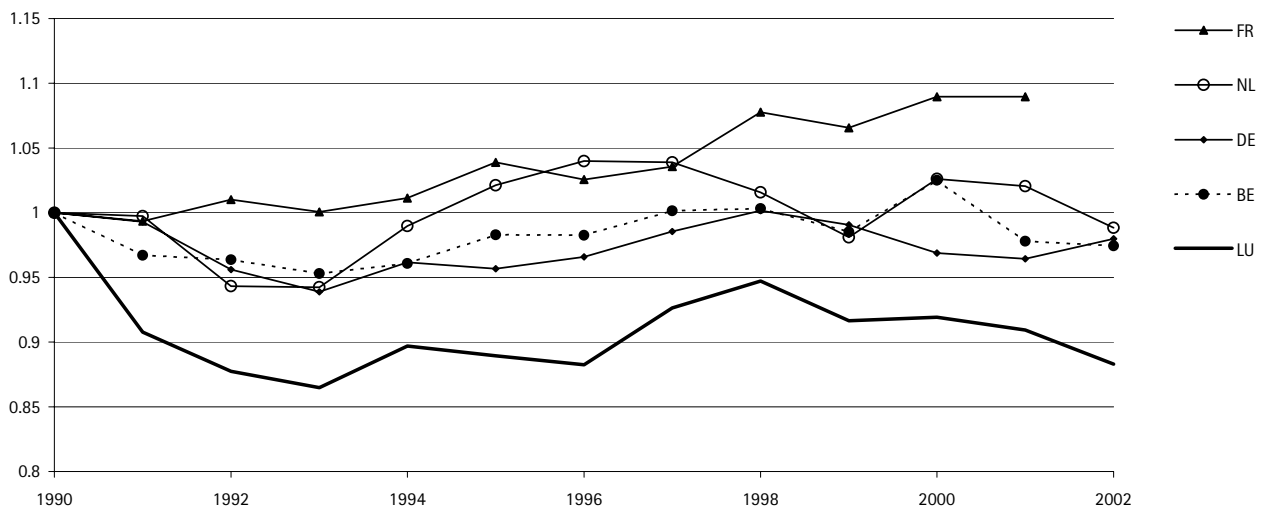
Pour l'**industrie**, les Pays-Bas (-0.1%), l'Allemagne (-0.2%), la Belgique (-0.2%), et le Luxembourg (-1%) ont enregistré (1990-2002, en moyenne) une diminution de l'indicateur M. Pour les **services marchands**, la rentabilité s'élève jusqu'au milieu des années quatre-vingt dix puis diminue dans tous les pays à partir de 1998. Seules les branches des services marchands allemands voient leur rentabilité s'élever en 2002 (+0.9%). La baisse tendancielle de l'indicateur M sur la période 1990-2002 est la plus forte au Luxembourg (-0.9%) et est plus atténuée en Belgique (-0.5%) et aux Pays-Bas (-0.4%).

Graphique I-9: Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands), base 100 en 1990



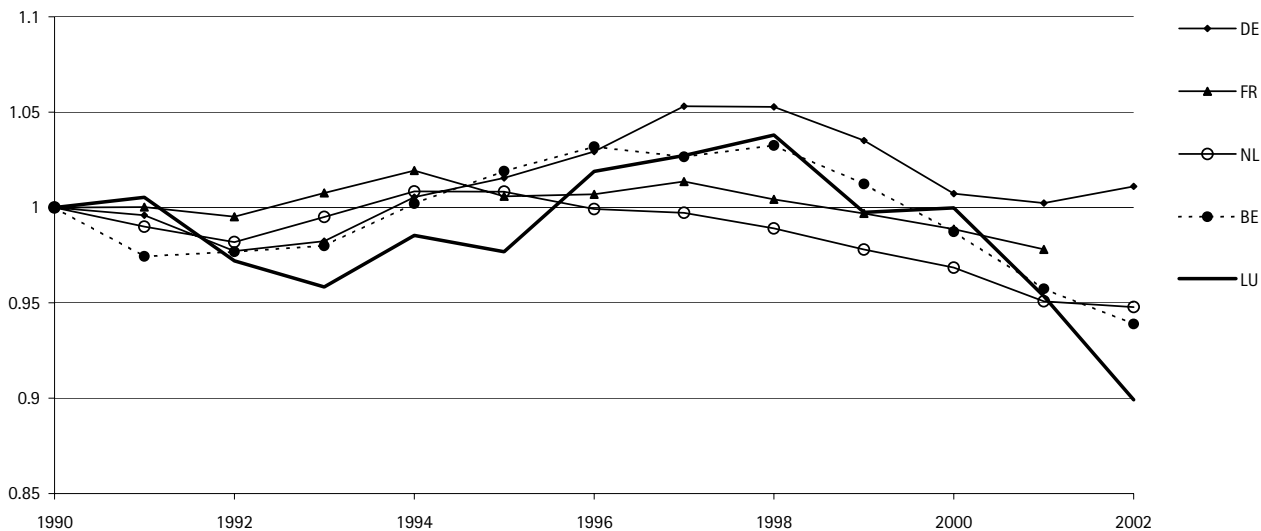
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-10: Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie), base 100 en 1990



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-11: Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (services marchands), base 100 en 1990



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Indicateur de marge sur coût salarial unitaire:

$$M = \frac{P_{va}}{CSU}$$

L'indicateur M est défini comme le rapport entre le prix de la valeur ajoutée (P_{va}) et le coût salarial unitaire (CSU).

Il s'agit d'un indicateur de rentabilité par unité de valeur produite. En d'autres termes, la marge sur coûts salariaux indique ce qui reste à la branche d'activité du prix de la valeur ajoutée après avoir rémunéré le facteur travail.

Données utilisées: valeur ajoutée (STATEC); masse salariale (STATEC); nombre de salariés (STATEC).

4.2 Déterminants des marges sur coût salarial unitaire

La décomposition de l'indicateur de marge sur coût salarial unitaire (M) permet de rendre compte des origines de ses modifications. Le tableau I-2 fait apparaître notamment l'évolution tendancielle (taux de croissance annuel moyen) de l'indicateur M et de ses

composantes. Le graphique I-12 présente l'évolution de la productivité apparente du travail dans les branches marchandes luxembourgeoises. Les graphiques I-13, I-14, et I-15 permettent de mettre en perspective cette évolution avec celles des pays voisins.

Tableau I-2: Évolution de l'indicateur M et de ses composantes:

M: Marge sur coûts salariaux unitaires $VA/w.L = \frac{P_{va}.VA_q}{w.L}$ (taux de variation annuels, en%)

	90-02	90-95	95-02	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Industrie + services	-0.8	-1.1	-0.7	-0.8	2.9	2.4	1.7	-3.5	0.4	-3.5	-4.8
Industrie*	-1	-2.3	-0.1	-0.8	-0.8	5	2.2	-3.2	0.3	-1.1	-2.9
Services marchands	-0.9	-0.5	-1.2	-0.9	4.3	0.8	1	-3.9	0.2	-4.6	-5.7

*: Services marchands hors activités financières et immobilières

Déterminants des marges sur coûts salariaux (taux de variation annuels, en%)

	90-02	90-95	95-02	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Industrie + services											
Productivité apparente du travail	2	2.8	1.4	1.2	3.1	2.7	3.9	-0.2	3	-1.7	-0.7
Prix de la valeur ajoutée	0.3	0.1	0.5	-0.2	0.5	1.6	0	-1.1	2.6	1.7	-1.6
Salaires nominaux	3.2	4	2.6	1.8	0.7	1.9	2.2	2.2	5.3	3.6	2.6
Industrie											
Productivité apparente du travail	3.4	4.6	2.6	0.8	4.5	5.4	-1	1.3	7.3	-1.2	2.3
Prix de la valeur ajoutée	-0.9	-1.9	-0.3	1.4	-4.5	-0.1	4.4	-1	0.4	2.4	-3.2
Salaires nominaux	3.5	5.1	2.4	3	0.6	0.3	1.1	3.7	7.4	2.2	2
Services marchands											
Productivité apparente du travail	1.5	1.9	1.2	1.6	2.6	1.6	6.6	-0.6	1.6	-1.7	-1.6
Prix de la valeur ajoutée	1.1	1.5	0.8	-1.1	3	2.5	-2.2	-1.2	3.5	1.4	-1.1
Salaires nominaux	3.5	3.9	3.2	1.3	1.3	3.3	3.2	2.2	4.9	4.6	3.2

Source: données STATEC; calculs: CREA

La hausse de la productivité du travail (VAq/L) et/ou du prix de la valeur ajoutée (P) ont une influence positive sur l'indicateur de marge M, alors que la croissance du taux de salaire nominal (w) a une incidence négative. En raison de la sensibilité de la productivité apparente du travail à un ralentissement (ou à une accélération) conjoncturel(le) de l'activité économique, notre analyse met l'accent sur l'évolution tendancielle de cet indicateur. En effet, la productivité apparente du travail constitue parmi les différentes composantes, un facteur déterminant d'une compétitivité durable.

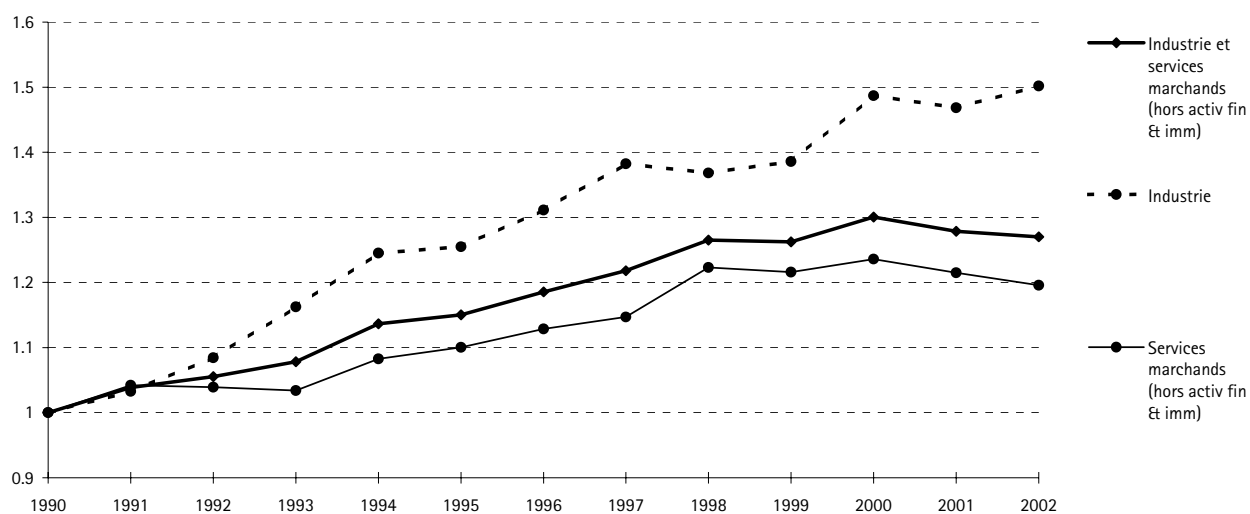
Les évolutions annuelles et tendanciennes de l'indicateur de marge sur coût salarial unitaire (M) apparaissent dans le tableau I-2. L'indicateur M a diminué en moyenne au rythme annuel de -0.8% dans les **branches marchandes** au cours des douze dernières années. Ce profil à la baisse est présent dans l'industrie et les services marchands.

Après deux années consécutives de hausse (en 1997 et 1998) dans l'**industrie**, l'indicateur de marge M a diminué jusqu'à récemment, à l'exception de l'année 2000 marquée par une légère augmentation de la rentabilité. Bien que sur la période 1990-2002 les gains de productivité (+3.4%) réalisés par les **branches industrielles** luxembourgeoises soient relativement élevés par rapport à ceux des pays voisins (voir graphique

14), ils n'ont pu compenser la hausse des salaires nominaux (+3.5%) et la baisse tendancielle des prix (-0.9%) qui ont contribué à la détérioration de la marge (-1%). Le ralentissement de la baisse des prix et de la hausse du taux de salaire parallèlement à une croissance soutenue de la productivité apparente du travail au cours de la période 1995-2002 (par rapport à 1990-1995) a permis d'assurer une certaine stabilité de la marge. La diminution de M en 2002 découle de la forte baisse des prix industriels (-3.2% en 2002).

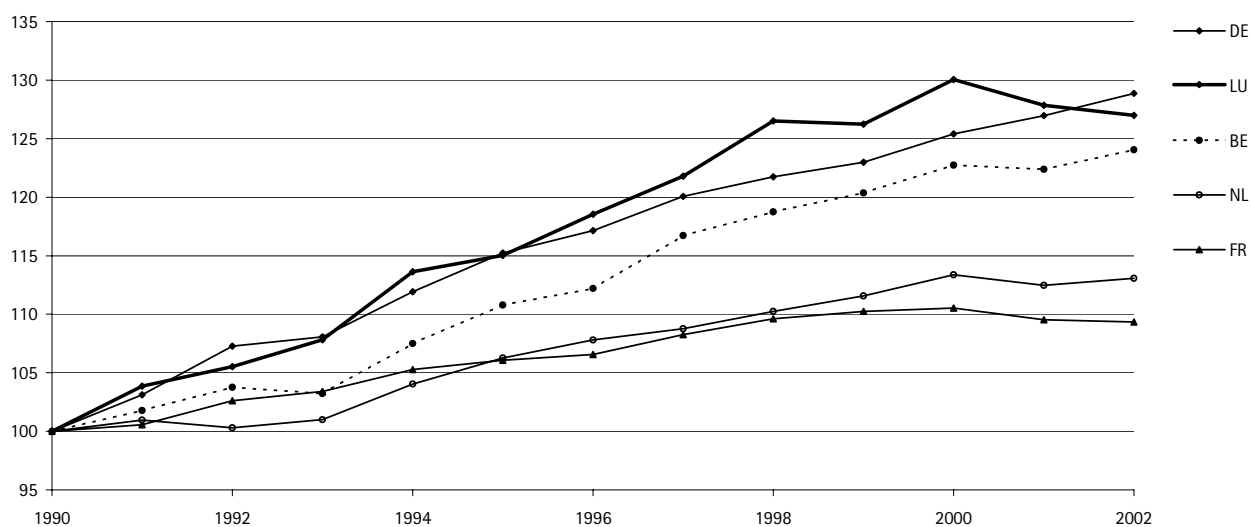
La baisse tendancielle de la marge dans les **services marchands** (-0.9% en moyenne par an) peut s'expliquer par un rythme de croissance annuel moyen des salaires relativement élevé (3.5%). Bien que les gains de productivité soient importants (+1.5%) par rapport à ceux des pays voisins (voir graphique I-15), ils n'ont pu compenser la hausse du taux de salaire nominal qui s'est traduite par une augmentation du coût salarial unitaire (+2%). Le graphique I-6c indique un profil d'évolution du CSU relativement similaire à celui des pays voisins et fait apparaître une croissance contenue des coûts au Luxembourg. La diminution de la marge dans les services marchands qui a débuté en 1998 semble s'expliquer par un ralentissement de la croissance des prix entre 1990-1995 (+1.5%) et 1995-2002 (+0.8%) et une légère baisse de la productivité depuis 1999.

Graphique I-12: Productivité apparente du travail dans l'industrie et les services marchands (hors services financiers) (base 100 en 1999)



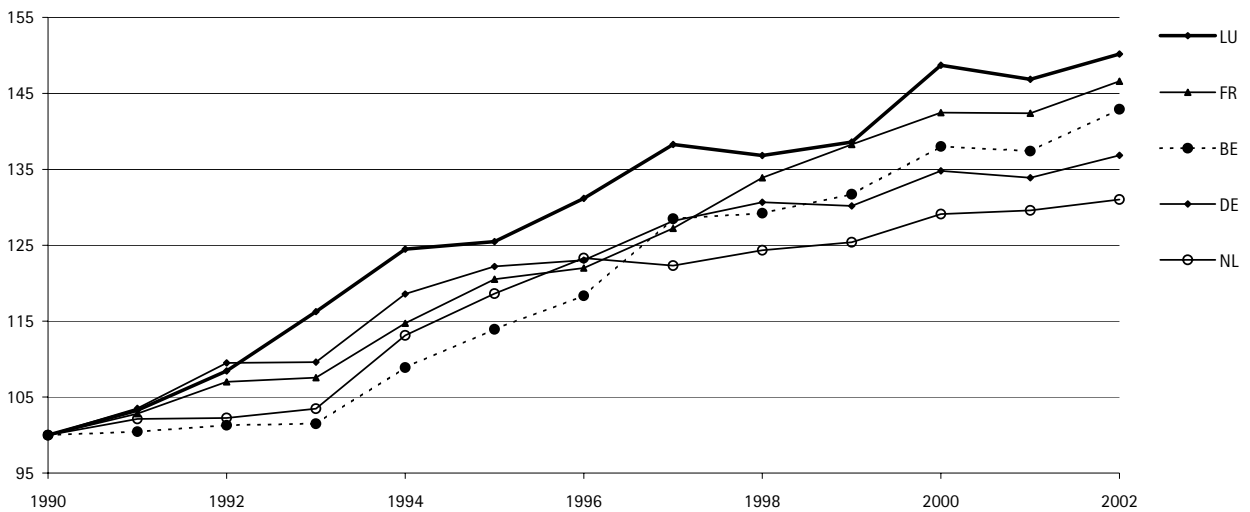
Source: données Eurostat et Statec; calculs: CREA

Graphique I-13: Productivité apparente du travail (secteur marchand hors construction), base 100 en 1990



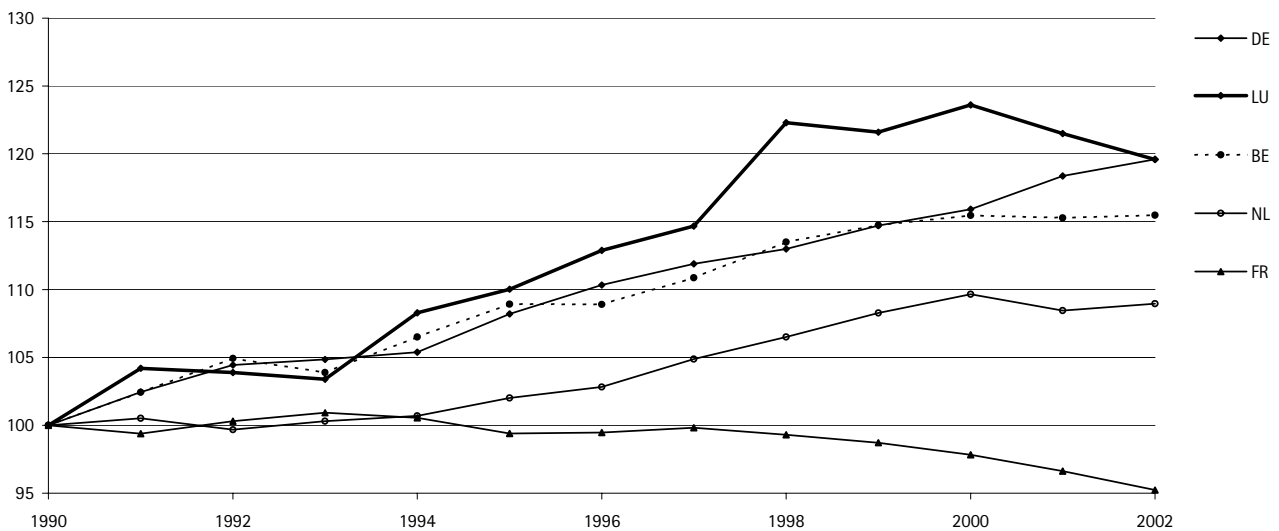
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-14: Productivité apparente du travail (Industrie), base 100 en 1990



Source: données Eurostat et Statec; calculs: CREA

Graphique I-15: Productivité apparente du travail (services marchands), base 100 en 1990



Source: données Eurostat et Statec; calculs: CREA

Décomposition de l'indicateur marge sur coût salarial unitaire:

$$M = \frac{P}{CSU} = \frac{P}{wL/VAq} = \frac{P.VAq}{w.L}$$

La décomposition de cet indicateur de marge sur coût salarial unitaire (M) permet de mettre en évidence la contribution de l'évolution de chacune de ses composantes:

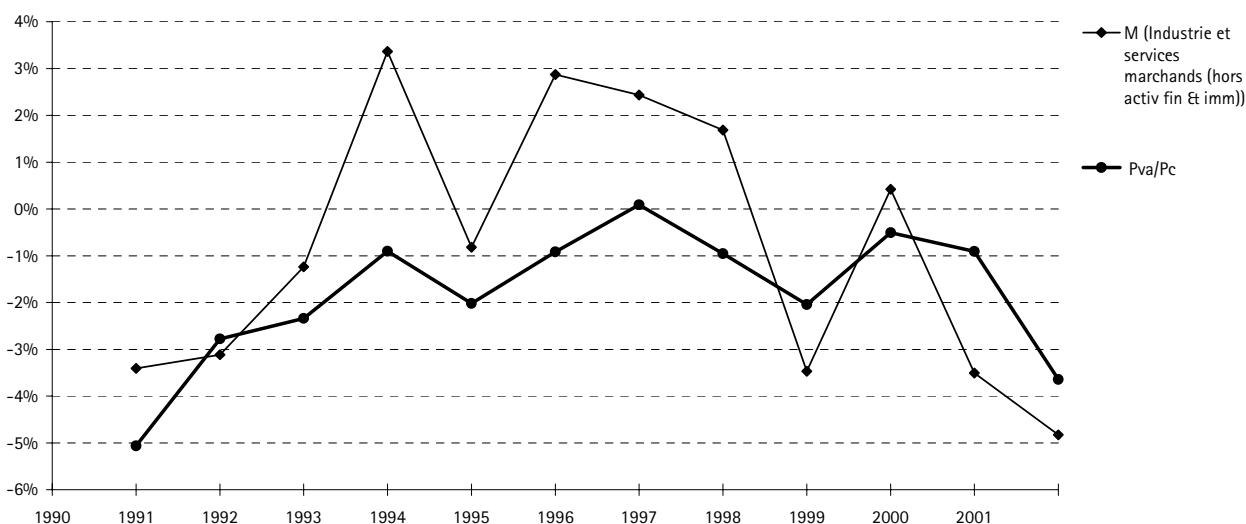
P: Indice du prix de la valeur ajoutée (impact positif sur M)

w: Indice de la rémunération du travail (impact négatif sur M)

VA_q/L : Indice de productivité apparente du travail (impact positif sur M)

- Termes de l'échange modifiés

Graphique I-16: Marge sur coût salarial et termes de l'échange modifiés (industrie et services marchands, hors activ fin. et imm.), en taux de croissance annuels



Source: données STATEC; calculs: CREA: données provisoires

La comparaison entre la courbe M et celle des termes de l'échange modifiés permet de vérifier l'éventuel décalage entre la rentabilité et le niveau de vie, les évolutions de ces deux éléments ne devant pas être durablement divergentes. Un écart entre ces deux courbes signifie que le salaire réel (w/p) a évolué différemment de la productivité du travail.

D'après le graphique I-16, les termes de l'échange modifiés (p/pc) et l'indicateur de marge M ont évolué dans le même sens. La rentabilité présente de plus amples

fluctuations que le rapport des prix domestiques à l'indice de prix à la consommation. Sur la période 1993-1998, la courbe représentative de l'indicateur M exprimé en taux de variation se situe au-dessus de celle des termes de l'échange modifiés. Cet écart positif traduit le fait que la productivité apparente du travail s'est élevée à un rythme supérieur à celui du salaire réel (w/pc). Cette évolution s'est récemment inversée (depuis 1999) sous l'effet des pertes de productivité et de l'augmentation régulière du salaire déflaté par les prix à la consommation.

- *Termes de l'échange modifiés:*

L'indicateur "termes de l'échange modifiés" découle d'une caractéristique propre à une économie ouverte et de très petite taille. Il est supposé que tous les biens de consommation sont importés et que toute la production est exportée, ce qui n'est pas irréaliste pour le Luxembourg.

Expression des termes de l'échange modifiés =

$$\frac{P}{P_c} \quad \text{ou} \quad \frac{P}{P_c^* \cdot e}$$

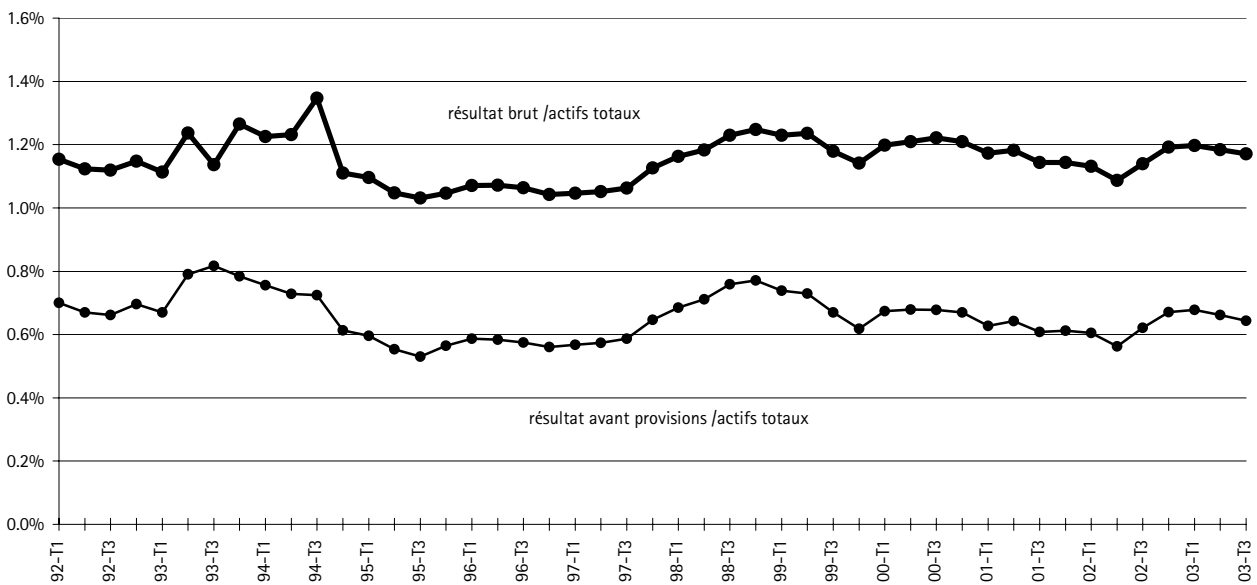
Ce rapport a un impact positif sur l'indicateur de rentabilité M (les autres composantes étant égales par ailleurs):

$$\text{en effet, } M = \frac{P}{CSU} = \frac{P}{w \cdot L / VAq} = \frac{P}{P_c} \cdot \frac{VA_Q / L}{w / P_c}$$

De plus, cet indicateur peut s'interpréter comme un indicateur de niveau de vie. L'augmentation de ce rapport implique une amélioration du niveau de vie car une même valeur ajoutée (exportée) permet d'importer plus de biens de consommation.

4.3 Indicateurs de rentabilité des banques

Graphique I-17: Indicateurs de rentabilité des banques



Source: BCL; calculs: CREA

Suite à l'augmentation des indicateurs de rentabilité au troisième trimestre 2002 due à la réalisation de plus-values à la suite de ventes exceptionnelles de participations, le résultat brut rapporté aux actifs totaux a été marqué par une légère baisse au début de l'année 2003. Les indicateurs de rentabilité retrouvent en 2003 leur niveau de 2000. Les évolutions des deux indicateurs

apparaissent parallèles ce qui signifie qu'une maîtrise des coûts a accompagné la baisse de l'actif total.

Des analyses plus détaillées ainsi que les données sur les comptes de profits et pertes des banques se trouvent dans les rapports annuels et les bulletins trimestriels de la Banque Centrale du Luxembourg.

Indicateurs de rentabilité des banques:

Deux indicateurs de rentabilité bancaire mesurent la "rentabilité économique":

résultat brut *

total actif

* marge sur intérêt + autres revenus nets

résultat net avant provisions **

total actif

** résultat brut - charges d'exploitations

La différence entre ces deux ratios concerne la prise en compte des charges non financières telles que les frais de personnel et les autres frais d'exploitations.

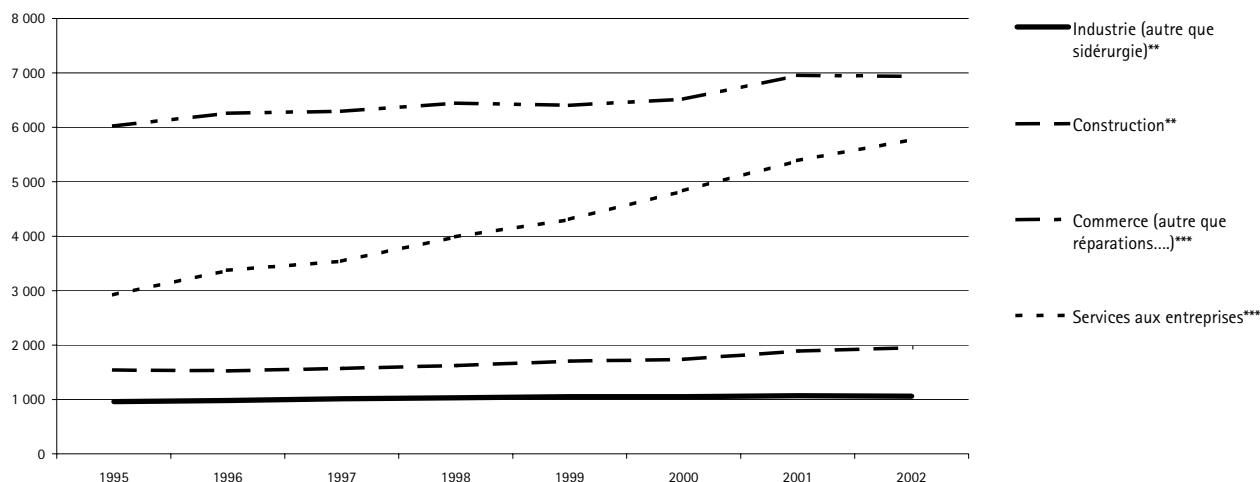
Ces deux ratios d'exploitation, d'un usage très courant, expriment de manière globale le rendement des actifs, mais ont l'inconvénient de placer tous les actifs sur le même plan alors que leurs risques sont différents, et ils négligent également les activités hors-bilan qui se sont largement développées ces dernières années.

Source des données: BCL

5. Indicateurs d'attractivité et de diversification

5.1 Nouvelles entreprises

Graphique I-18: Évolution du nombre d'entreprises



Source: STATEC

En termes absolus, le commerce est la branche qui comprend de loin le plus d'unités légales (6 941 en 2002). Après un certain ralentissement du rythme de croissance à la fin des années 90 – en partie dû aux mouvements de concentration –, l'on a noté à nouveau une croissance du nombre des unités légales particulièrement forte en 2001 (+ 439). En 2002 le nombre a légèrement reculé (- 17).

Entre 1995 et 2002, le nombre des unités d'activité économique du secteur de la construction est passé de 1542 unités en 1995 à 1942 en 2002. La plus forte progression fut notée entre 1998 et 2001 où plus de 260 unités supplémentaires furent enregistrées, soit près de 100 unités nettes par an. Cette évolution peut s'expliquer en partie par l'évolution très poussée de l'activité économique et par les projets d'extension du parc immobilier ainsi que des infrastructures. En 2002 le nombre des nouvelles unités s'est légèrement tassé par rapport au rythme antérieur (+ 64 unités).

Par contre, dans l'industrie le nombre total d'unités d'activité économique n'a progressé que faiblement sur l'ensemble de la période 1995 – 2002. Par rapport à l'année précédente, le nombre des entreprises enregistrées en 2002 était même en recul de six unités.

L'essentiel du déploiement des nouvelles entreprises s'est réalisé dans le domaine des services, et plus particulièrement dans les services aux entreprises. En 2002, le nombre des unités légales a quasiment doublé pour s'élever à 5774, contre 2923 en 1995.

Entre 2001 et 2002 quelque 386 unités ont été enregistrées en plus dans ces domaines. Deux raisons

principales semblent expliquer ce développement très dynamique:

- Le *progrès technologique* et, en corollaire, l'émergence de nouvelles fonctions (e. a. informatique, télécommunications) auxquelles mainte entreprise recourt en service externe.
- L'*externalisation* de certaines fonctions et activités – traditionnellement inhérentes à l'activité d'un bon nombre d'entreprises (e. a. comptabilité, publicité) – à la suite de leur complexification.

En règle générale on entend par entreprise l'unité légale ou l'unité institutionnelle exerçant une ou plusieurs activités. Dans le cadre de l'analyse économique, et notamment dans le contexte de la comptabilité nationale, l'on distingue l'unité d'activité économique (UAE) et l'unité institutionnelle. Si une unité institutionnelle produisant des biens et services exerce une activité principale et une ou plusieurs activités secondaires, celles-ci seront classées sous d'autres rubriques de nomenclature que l'activité principale. Compte tenu de la disponibilité des informations, on a retenu l'UAE pour l'industrie et les unités légales pour les autres branches d'activités.

L'effectif est indiqué en fonction du nombre de personnes occupées (qu'elles soient salariées ou non). Si le phénomène de salarisation est dominant dans toutes les branches, le nombre de "non salariés" est toutefois proportionnellement plus important dans certaines branches de services que dans l'industrie où il n'est que de quelque 4%.

5.2 Création d'emplois

Entre 1995 et 2003 l'emploi intérieur est passé de 214 000 personnes à 291 000, soit une création nette de quelque 77 000 emplois. Compte tenu de la part très modeste et de la faible évolution de l'emploi indépendant intérieur (quelque 6% seulement de l'emploi intérieur total), l'essentiel de l'emploi intérieur est salarié. Au total quelque 274 000 salariés ont travaillé en 2003 au Luxembourg, contre 198 000 en 1995, soit une croissance nette de 76 000 salariés.

Par branche d'activité, il appert clairement que les nouveaux emplois nets ont été créés dans les branches de services. En effet, sur la période analysée, l'emploi salarié a stagné, voire légèrement reculé en termes absolus dans l'agriculture et dans l'industrie dans son ensemble. Notons toutefois que cette présentation générale concernant l'industrie est à nuancer du fait que la stagnation est la résultante de deux tendances contraires: alors que l'emploi dans la sidérurgie a continué à baisser, d'autres branches industrielles ont connu une progression. Plus généralement, l'emploi salarié a légèrement progressé dans l'industrie hors sidérurgie.

En termes relatifs les services financiers et les services aux entreprises sont les seules branches à avoir connu

une expansion. Au total la part relative de ces deux branches passe de 20.8% en 1995 à 28.3% en 2003. L'essentiel de cette progression est réalisée dans la branche très hétérogène des "services aux entreprises". Le nombre de salariés a plus que doublé entre 1995 et 2003 pour passer de 19 000 en 1995 à quelque 44 000 en 2003. Classée quatrième branche d'activité en 1995 elle est ainsi devenue la principale branche en termes d'effectif salarié dès l'année 2000.

Pour la branche des "autres activités de services" l'on retient une stabilisation relative à 23%, alors que toutes les autres branches ont vu leur part relative reculer. Au total l'industrie ne représente en 2003 plus que 12.5% de l'emploi intérieur, contre 17.2% en 1995.

En 2003 l'emploi salarié a encore augmenté de près de 6 000 personnes. La principale variation par rapport à la tendance plus longue esquissée ci-dessus concerne la branche des services financiers. En croissance continue depuis les années 60 avec une progression fulgurante entre 1985 et 1995 (plus 11 000 salariés) et encore une fois entre 1995 et 2002 (à nouveau une augmentation de 11 500 salariés), le montant total des salariés a légèrement baissé en 2003.

Tableau I-3: Emploi salarié par branche d'activité

Dénomination	NACE	1995	2002	2003	Variation en % 2003/1995
		Unités: personnes			
Agriculture	A+B	1.2	1.1	1.1	-0.1
Industrie	C-E	34.1	34.6	34.1	0
Construction	F	22.9	27.1	27.5	4.6
Commerce	G-I	53	68.9	70.5	17.5
Services financiers	J	22	33.5	33.3	11.3
Services aux entreprises	K	19.1	42.6	44.2	25.1
Autres services	L-P	45.4	60	63	17.6
Total		197.7	267.8	273.7	76
Part relative					
Agriculture	A+B	0.6	0.4	0.4	
Industrie	C-E	17.2	12.9	12.5	
Construction	F	11.6	10.1	10.0	
Commerce	G-I	26.8	25.7	25.8	
Services financiers	J+K	11.1	12.5	12.2	
Services aux entreprises	K	9.7	15.9	16.1	
Autres services	L-P	23.0	22.4	23.0	
Total		100.0	100.0	100.0	

5.3 Investissements directs en provenance de l'étranger

A la fin de l'année 2001, les encours des investissements directs de l'étranger (IDE) recensés¹ dans le cadre de l'enquête IDE se sont élevés à 29.1 milliards EUR. Les IDE au Luxembourg représentent ainsi un montant largement supérieur au PIB (quelque 22 milliards d'euros), alors qu'ils ne couvrent qu'une fraction du PIB dans la plupart des autres pays industrialisés. Dans l'UE seuls les Pays-Bas, la Belgique et l'Irlande enregistrent également une part d'IDE substantielle. Trois facteurs expliquent essentiellement le niveau très élevé d'IDE au Luxembourg.

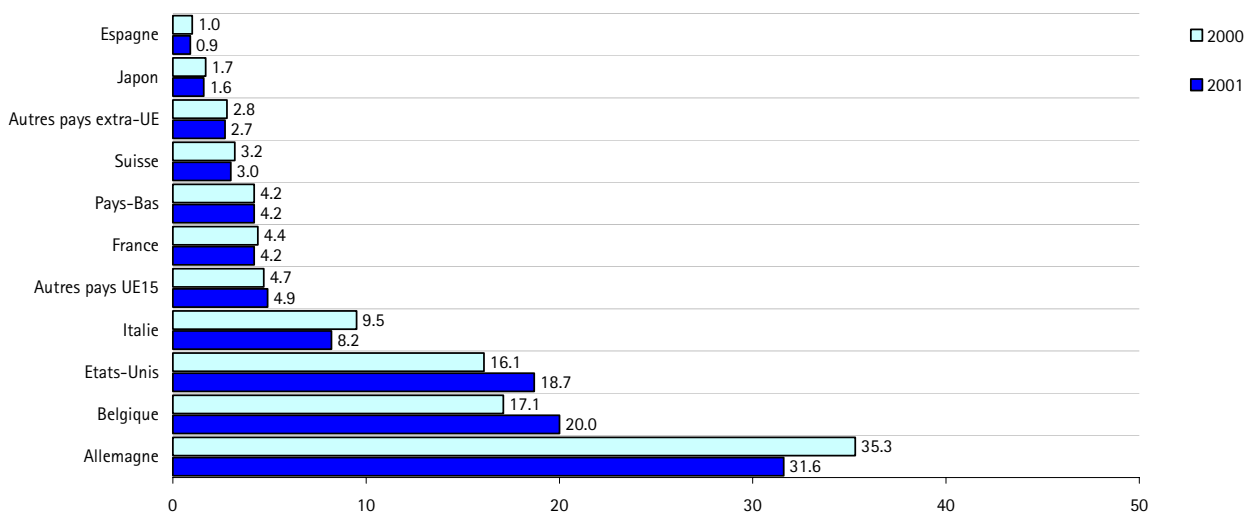
Le premier facteur est historique et est lié à l'exiguïté du territoire économique. De tout temps le Luxembourg a assuré son développement économique par l'ouverture aux capitaux étrangers. Cette caractéristique n'est cependant pas spécifique au Grand-Duché. De manière générale les petites économies ont une prépondérance à l'ouverture aux IDE.

Un second facteur est relié à la spécialisation de l'économie. Il est évident que l'intensité capitalistique des investissements dans le secteur financier est largement supérieure à la moyenne de l'économie. Ainsi les encours d'IDE dans le secteur bancaire se chiffrent-ils à 820 000 euros par salarié, contre quelque 20 000 seulement dans le secteur non financier. Le développement et l'ampleur de la place financière au Luxembourg ont ainsi un impact notable sur le montant global des encours au Luxembourg.

Un troisième facteur majeur est plutôt caractéristique pour l'évolution récente des IDE. Il s'agit du rôle de coordination et de gestion joué par des entreprises étrangères établies au Luxembourg dans le cadre de la politique d'un groupe d'entreprises. Au cours des dernières années plusieurs grands groupes étrangers (surtout européens et américains) ont choisi les entités au Luxembourg comme centre de coordination et/ou de gestion des activités du groupe dans une partie de l'Europe. Cette restructuration interne du groupe a entraîné une augmentation (parfois substantielle) des IDE au Luxembourg et, partant, des ID à l'étranger à partir du Luxembourg.

Le secteur financier (banques et assurances) a absorbé à lui seul près des deux tiers du stock de capitaux étrangers. Par ailleurs, 85 des 182 banques étrangères établies en 2001 au Luxembourg ont des capitaux propres dépassant 25 millions d'euros, contre 41 entreprises relevant du secteur non-financier (soit 7% du total de ce type d'entreprise). La valeur comptable des capitaux propres détenus par des investisseurs directs étrangers dans les 307 entreprises des secteurs autres que banques et assurances ayant participé à l'enquête se chiffre à 10.1 milliards d'euros. Ce capital est fortement concentré sur quelques entreprises; ainsi les cinq principaux groupes absorbent 60% du capital déclaré.

Graphique I-19: Encours de l'étranger: Part relative (%) par pays



Source: STATEC

¹ Rappelons que les chiffres repris sur les IDE sont collectés dans le cadre d'une enquête annuelle qui est exhaustive pour les banques et les assurances, mais ne l'est pas pour les autres secteurs. Dans la mesure où toutes les grandes sociétés ont participé à l'enquête, la sous-évaluation devrait toutefois être mineure et la fiabilité des ordres de grandeur – pour évaluer les investissements étrangers dans l'économie dite "réelle" – c'est à dire générant une activité sur le territoire – devrait être assurée. A l'heure actuelle aucune enquête sur les encours d'IDE n'est réalisée auprès des sociétés holdings et soparfi.

Pour l'ensemble des investissements, la Belgique est avec une part de 20% le second pays de provenance des ID, suivie des Etats-Unis (19%). Ces derniers demeurent de loin le principal détenteur de capitaux étrangers dans l'industrie, mais sont moins représentés dans les autres secteurs. Les investissements des Etats-Unis se traduisent dans la grande majorité des cas par des créations de filiales. Les investisseurs américains ont des participations dans 40 entreprises relevant du secteur non financier.

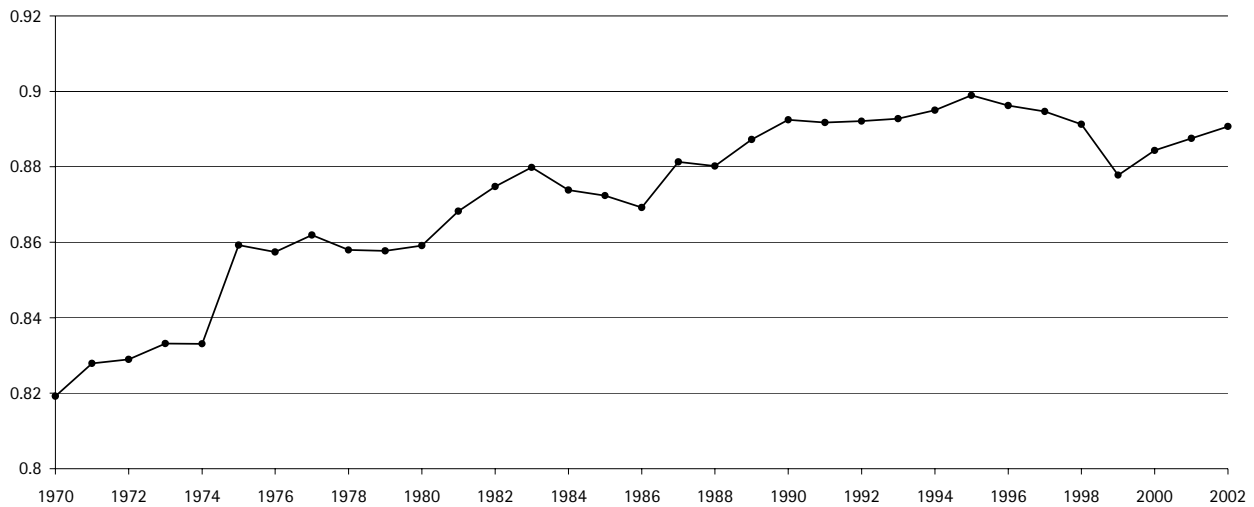
L'effectif des entreprises ayant participé à l'enquête sur l'ID de l'étranger s'élève en 2001 à quelque 73 000 personnes, soit près d'un tiers de l'emploi salarié du secteur marchand. Près d'un tiers de ces personnes travaillent dans l'industrie hors construction. L'emploi dans les entreprises industrielles recensées représente 68% de l'emploi total dans l'industrie hors construction. Rappelons que dans les 30 principales entreprises

classées – en 2002 – pour l'économie dans son ensemble par ordre décroissant de leur effectif figurent 6 entreprises industrielles. Dans ces entreprises le capital est entièrement, ou partiellement, constitué d'apports étrangers. Ces entreprises emploient à elles seules 14 610 personnes, soit plus de 40% de l'emploi industriel.

Les investissements directs étrangers (IDE) désignent les investissements qu'une entité résidente d'une économie (l'investisseur direct) effectue dans le but d'acquérir un intérêt durable dans une entreprise résidente d'une autre économie (l'entreprise d'investissement direct). Par intérêt durable, on entend qu'il existe une relation à long terme entre l'investisseur direct et l'entreprise et que l'investisseur exerce une influence significative sur la gestion de l'entreprise. Par convention, une relation d'investissement direct est établie dès lors qu'un investisseur acquiert au moins 10% du capital social de l'entreprise investie.

5.4 Indicateur de diversification

Graphique I-20a: Indicateur (1-H) de diversification de l'industrie luxembourgeoise



Source: données STATEC; calculs: CREA

Le graphique I-20a fait apparaître un profil ascendant pour l'indicateur de diversification de l'industrie sur la période 1970-2002. Cet indicateur permet d'évaluer dans quelle mesure la valeur ajoutée à prix constants de l'industrie est répartie de manière égale entre les branches. Comme l'avait souligné le précédent rapport, le processus de diversification semble être relativement stable depuis le début des années quatre-vingt-dix. Les branches "métallurgie" et "produits en caoutchouc et en plastique" représentent 35% (en 2002) de la valeur ajoutée réelle totale de l'industrie. La part de la valeur

ajoutée réelle branche "métallurgie" dans la valeur ajoutée réelle totale industrielle a presque été divisée par deux en 32 ans. Les branches "produits de l'industrie textile", "équipements électriques et électroniques", et "produits en caoutchouc et en plastique" ont élevé leur part à un rythme annuel moyen compris entre 7,2% et 2,6% sur la période 1985-2002. En revanche, les parts des branches "machines et équipements" et "matériel de transport" ont diminué à un rythme annuel moyen égal respectivement à -3,9% et -2,9% entre 1985 et 2002.

Graphique I-20b: Indicateur (1-H) de diversification des services marchands luxembourgeois



Source: données STATEC; calculs: CREA

L'évolution de l'indicateur de diversification (1-H) calculé pour les services marchands (voir graphique I-20b) fait apparaître une très légère tendance à la hausse depuis 1993. La somme de la valeur ajoutée réelle de trois branches, "intermédiation financière", "transports et communications", et "activités immobilières" représente plus de 60% de la valeur ajoutée réelle totale des services marchands. Les branches "transports et communications"

et "activités informatiques" ont connu une forte expansion, comme en témoigne leur part dans la valeur ajoutée réelle totale qui a presque été multipliée par trois entre 1985 et 2002. En revanche, les branches "services d'hôtellerie et de restauration" et "activités immobilières" voient leur part diminuer progressivement dans la valeur ajoutée réelle totale des services marchands.

Indice de diversification:

L'indice de *Hirschman-Herfindahl* est utilisé en économie industrielle afin d'évaluer le degré de concentration dans un marché. Le calcul de cet indicateur a été réalisé pour l'industrie et les services marchands. Dans notre cas, il correspond à la somme des carrés des parts de chaque branche dans la valeur ajoutée respectivement de l'industrie et des services marchands:

$$H_t = \sum_{i=1}^N s_{it}^2$$

avec n: nombre de branches: 13 pour l'industrie et 12 pour les services marchands;

$s_i = Y_i/Y$: part de la valeur ajoutée de chaque branche

Dans le cas où toute la valeur ajoutée est concentrée dans une branche dominante, H tend vers 1 et donc 1-H tend vers 0. Au contraire, plus la structure de production est diversifiée plus 1-H tend vers 1-1/n.

Dans notre contexte, 1-H mesure le degré de diversification macro-économique à partir des parts des branches dans la valeur ajoutée de l'ensemble de l'industrie. En prenant la différence vis-à-vis de l'unité, l'indicateur augmente avec le degré de diversification.

Source des données: Valeur ajoutée par branche à prix constants, STATEC.

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 (Kréké 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.

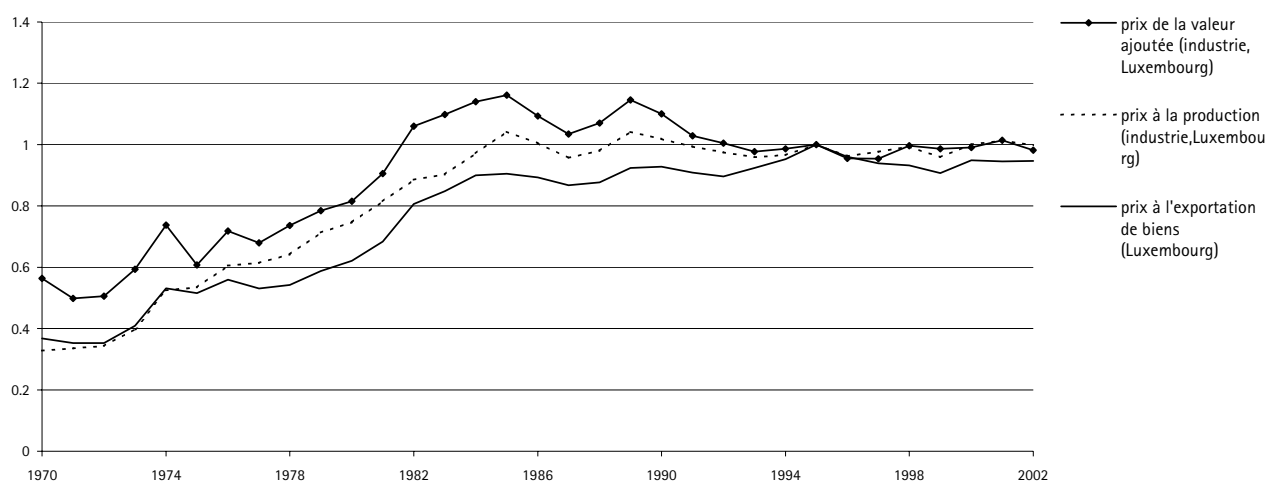
2. Faits stylisés

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



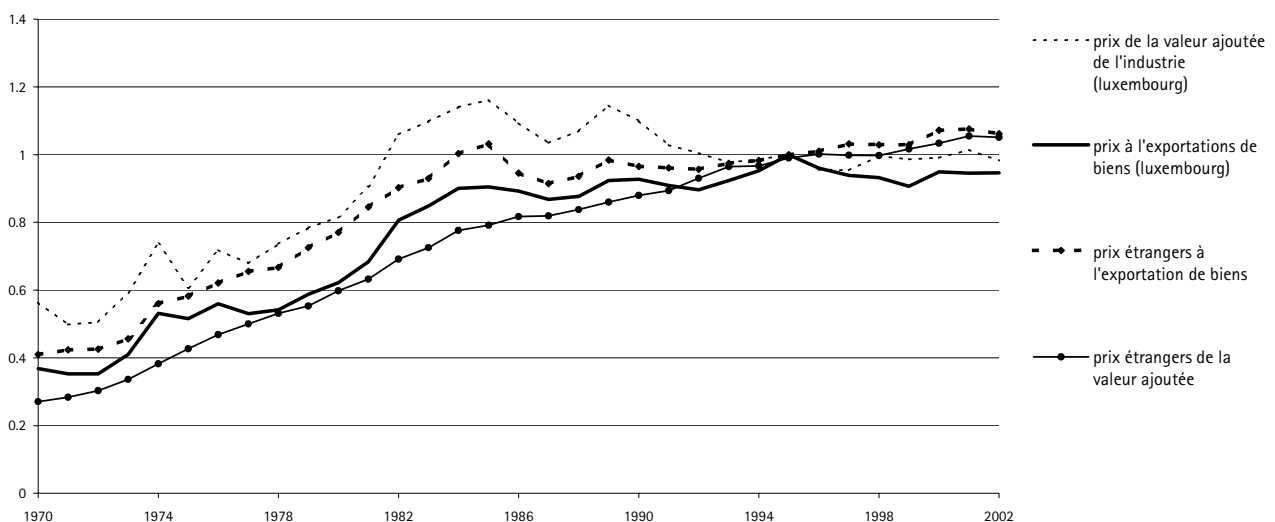
Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

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 ($\text{corr}_{\text{px},\text{pxe}} =$

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 ($\text{corr}_{\text{pva},\text{pvae}} = 0.36$, 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

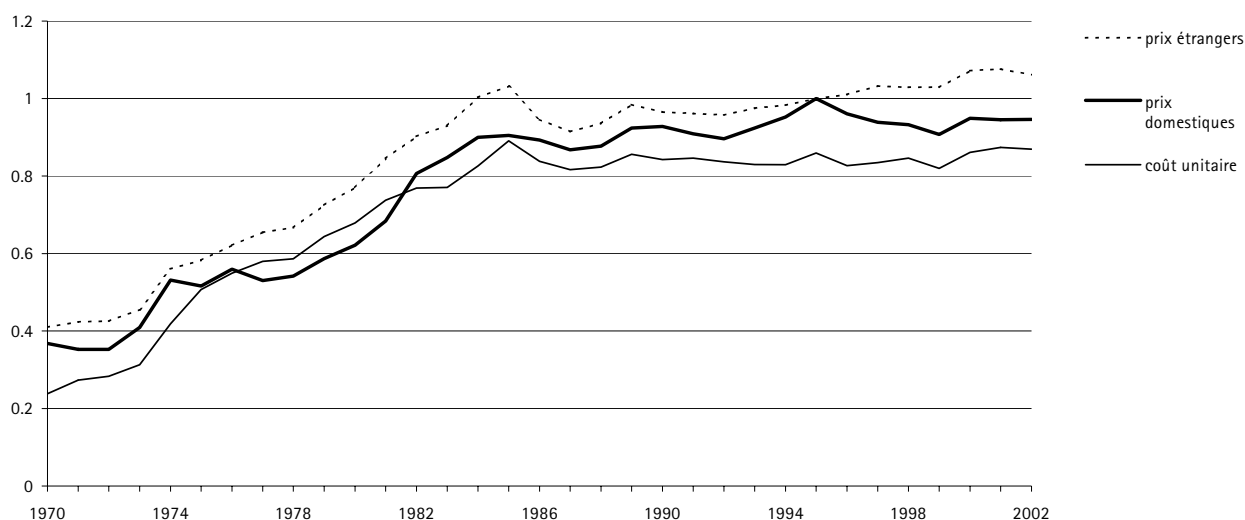
Dans le cas de figure d'un petit pays très ouvert vers l'extérieur qui exporte la plus grande partie de sa production et importe la majorité des biens consommés (biens de consommation et biens intermédiaires), on pourrait s'attendre à une forte influence des prix internationaux dans la fixation de prix 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).

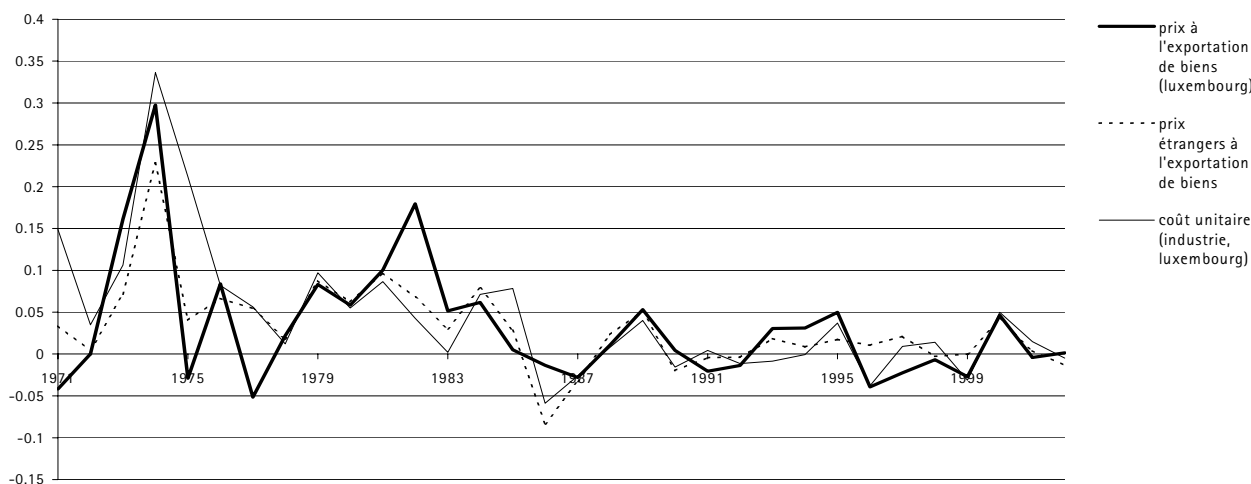
Ce graphique ne permet de conclure ni à une situation de parfaite adaptation des prix domestiques aux prix étrangers, ni à une situation de grande autonomie en termes de fixation de prix, mais à une combinaison des deux. Il apparaît en effet que les trois séries fluctuent de façon relativement proche. 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

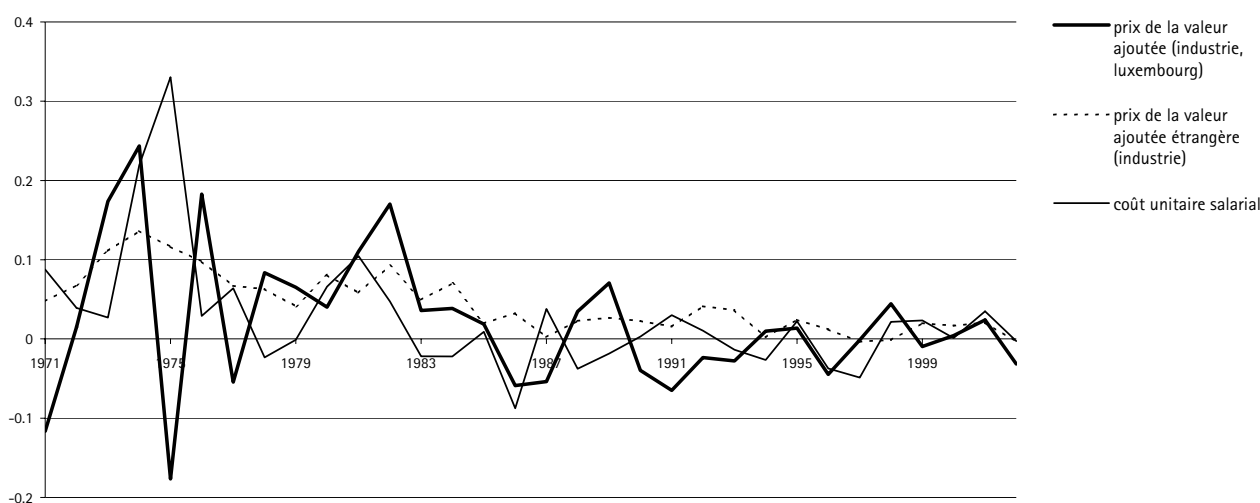
Les graphiques II-4 et II-5 présentent ces indicateurs en termes de fluctuations annuelles (taux de croissance).

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



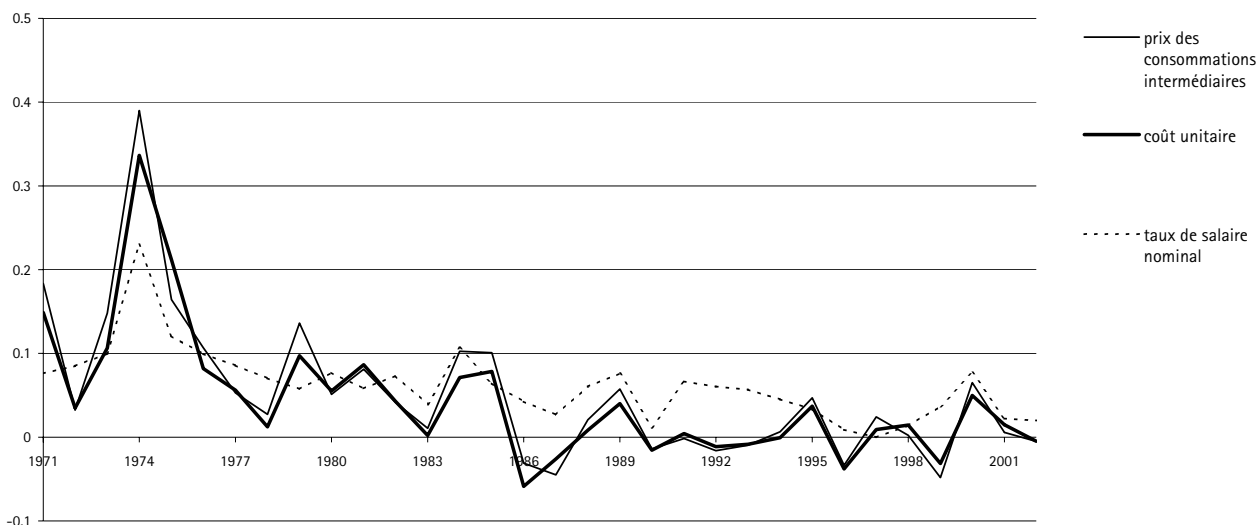
Source: calculs CREA sur données STATEC et Eurostat

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 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 récrivons 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:

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

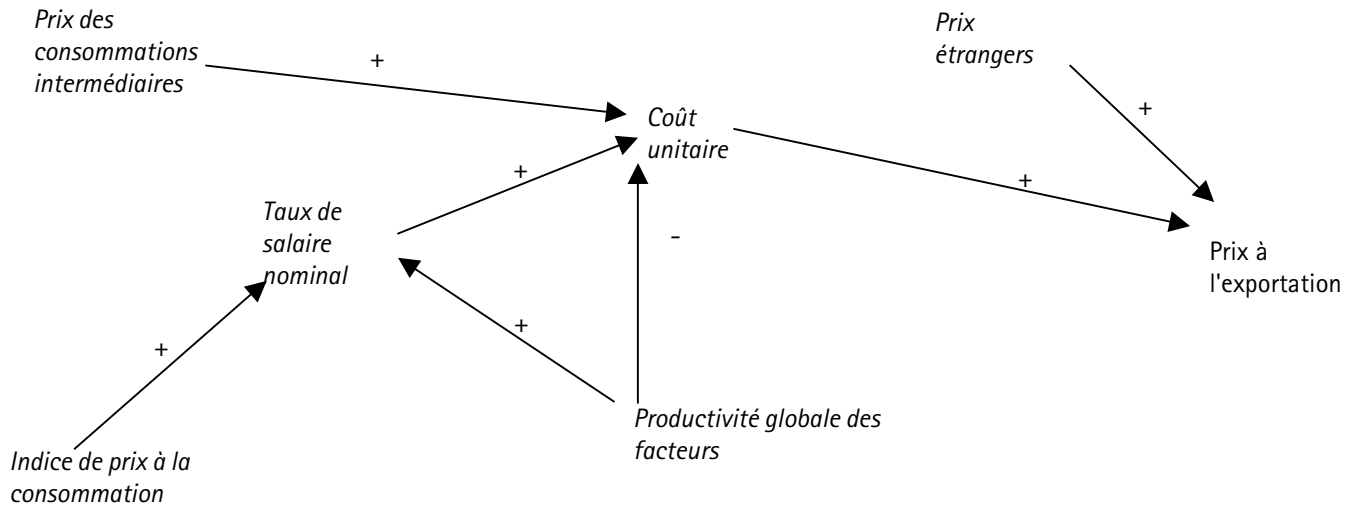
Le coefficient portant sur A : $\alpha\mu_2 - 1$ est négatif ou nul.

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 rétroprojections 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.

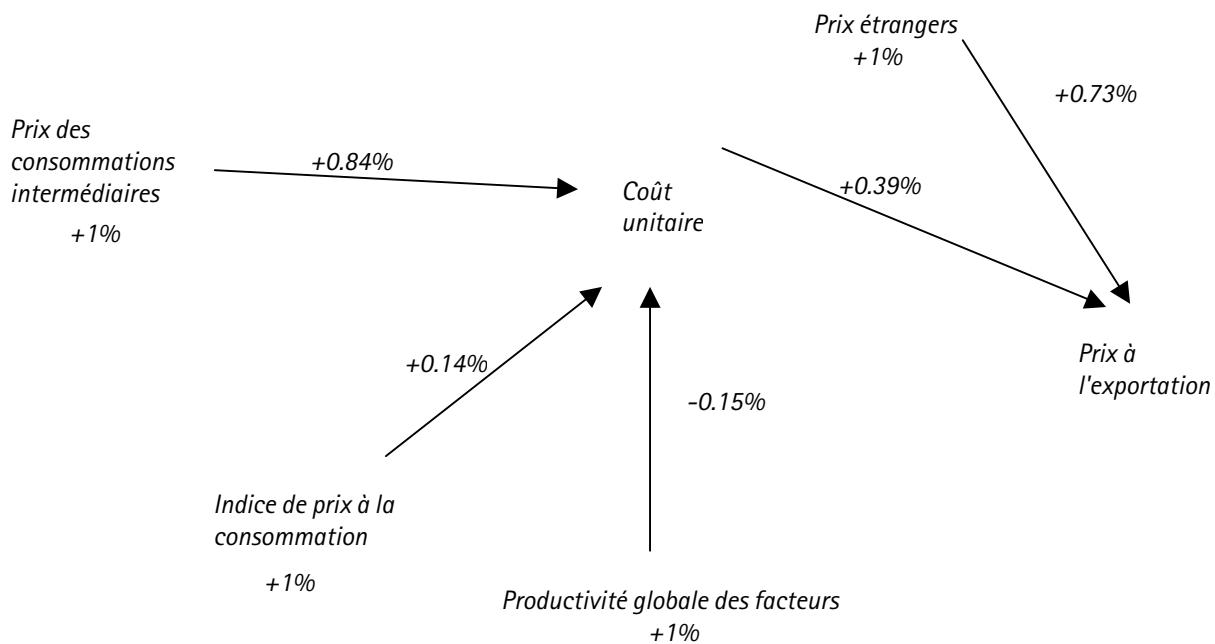
En substituant la relation de long terme (4.4b) dans (4.4a), il est possible d'évaluer l'impact des modifications des déterminants du coût sur les prix domestiques. A travers leur influence sur le coût unitaire, une augmentation de 1% du prix des consommations intermédiaires, de l'indice de prix à la 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 décroissante du prix domestique, c'est-à-dire

$$X_i = X_i(P_i) \text{ avec } X_i' < 0. \text{ En adoptant une démarche analogue à celle présentée dans la section 3, le prix domestique fixé par la branche } i \text{ peut être exprimé comme une moyenne pondérée des prix étrangers de la branche } i \text{ et du coût unitaire domestique de la branche } i,$$

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

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 ajoutée des principaux partenaires commerciaux du Luxembourg²: $P_i^* = \prod_{j=1}^n (P_{i,j}^*)^{X_j/X}$ avec X_j 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:

$$\Delta p_{i,t} = c_1 + c_2 \Delta p_{i,t}^* + c_3 \Delta cu_{i,t} + c_4 p_{i,t-1} + c_5 p_{i,t-1}^* + c_6 cu_{i,t-1} \quad (5.2)$$

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: Statec). 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 sectorielles

Variable 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:

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

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

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

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:

$$\hat{e}_{i,t} = \gamma_i \hat{e}_{i,t-1} + \hat{u}_{i,t}. \tag{B.7}$$

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

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

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:

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

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 Nymoer 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: some 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.