

COMPÉTITIVITÉ DE L'ÉCONOMIE LUXEMBOURGEOISE

RAPPORT 1999

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

STATEC

et CREA

*(Cellule de Recherche en Economie Appliquée
du Centre de Recherche Public-Gabriel Lippmann)*

COMPÉTITIVITÉ DE L'ÉCONOMIE LUXEMBOURGEOISE

RAPPORT 1999

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

**STATEC
et CREA**

Avant-propos

Robert Weides

Sommaire

Introduction et éléments de synthèse

PREMIÈRE PARTIE : INDICATEURS DE COMPÉTITIVITÉ DU LUXEMBOURG

1 Indicateurs de performance extérieure

- 1.1 Principaux soldes de la balance des transactions courantes
- 1.2 Indice des termes de l'échange

2 Indicateurs synthétiques de compétitivité

- 2.1 Industrie et services marchands
- 2.2 Intermédiation bancaire

3 Indicateurs de compétitivité-prix

4 Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité

- 4.1 Indicateur de marge sur coût salarial unitaire
- 4.2 Déterminants des marges sur coût salarial unitaire
- 4.3 Indicateurs de rentabilité des banques

Comment [AB1]:

5 Indicateurs d'attractivité et de diversification

- 5.1 Nouvelles entreprises et créations d'emplois
- 5.2 Investissements directs en provenance de l'étranger
- 5.3 Indicateur de diversification pour l'ensemble de l'économie (industrie et services marchands)

DEUXIÈME PARTIE : DÉTERMINANTS RÉELS DE LA COMPÉTITIVITÉ : PERFORMANCES PRODUCTIVES DE L'INDUSTRIE LUXEMBOURGEOISE ET DIVERSIFICATION INDUSTRIELLE

1 Indicateurs de productivité de l'industrie luxembourgeoise

- 1.1 Productivité du travail
- 1.2 Productivité du capital
- 1.3 Productivité totale des facteurs

2 Performances productives et diversification industrielle

- 2.1 Effets de complémentarité induits par les nouvelles implantations industrielles

- 2.2 La diversification industrielle luxembourgeoise dans le cadre de la concurrence des sites de production

Références bibliographiques

TROISIÈME PARTIE : COMPÉTITIVITÉ DE L'INTERMÉDIATION FINANCIÈRE LUXEMBOURGEOISE

- 1** *Réflexions sur une indispensable « composante prix » dans le secteur bancaire*
- 2** *Détermination du degré d'autonomie dans la fixation des taux d'intérêt créditeurs*
 - 2.1 Apports de l'économie industrielle à l'analyse de la compétitivité de l'intermédiation financière
 - 2.2 Evaluation du processus de détermination des taux créditeurs à partir d'un modèle d'intermédiation
 - 2.3 Construction d'un indicateur de compétitivité de l'intermédiation financière
- 3** *Données et résultats pour l'intermédiation financière luxembourgeoise*
 - 3.1 Activités d'intermédiation et hors-intermédiation
 - 3.2 Taux créditeurs, taux débiteurs et coûts
 - 3.3 Résultats des estimations dynamiques
 - 3.4 Indicateur de compétitivité et estimation du degré d'autonomie dans la fixation des taux créditeurs
 - 3.5 Indicateur de compétitivité de l'activité d'intermédiation du secteur bancaire luxembourgeois

Références bibliographiques

Liste des tableaux

Liste des graphiques

Introduction

Ce rapport s'attache à appréhender la compétitivité d'une petite économie très ouverte comme le Luxembourg sous un angle assez large. En effet, la conception traditionnelle de la compétitivité au niveau d'une nation parfaitement intégrée à l'économie mondiale est l'objet de critiques car l'interdépendance des structures productives est telle qu'une économie européenne ne saurait atteindre une position compétitive au détriment de ses principaux partenaires. De plus, les nouveaux apports en matière d'économie internationale insistent de plus en plus sur les composantes hors-prix de la compétitivité. Ces éléments critiques incitent à élargir l'analyse de la compétitivité pour mieux comprendre l'insertion des espaces locaux, régionaux et nationaux dans le processus de globalisation.

A cette fin, le système d'indicateurs établi par une première analyse de la compétitivité de l'industrie luxembourgeoise¹ permet de prendre en compte les sources externes de la compétitivité (prix, taux de change) et internes (coûts salariaux, productivité du travail), tout en décomposant un indice synthétique de compétitivité en un indicateur de rentabilité et un indicateur de compétitivité prix, à partir desquels il est possible d'analyser la marge de manoeuvre en matière de fixation des prix domestiques par rapport aux prix étrangers. L'analyse de ces indicateurs est poursuivie dans ce rapport et elle est complétée par les principaux résultats des échanges extérieurs ainsi que par des indicateurs d'attraction des investissements directs et de diversification économique. En effet, le processus de globalisation a tendance à nous éloigner de l'analyse traditionnelle du commerce extérieur pour nous concentrer sur l'attraction des investissements directs. L'intense activité développée au niveau local et régional dans toute l'Europe pour attirer ces investissements dans un contexte de concurrence institutionnelle en apporte la preuve. Le champ d'analyse des indicateurs est étendu aux services marchands lorsque les données sont disponibles.

Les deux études spéciales qui suivent l'analyse des indicateurs adoptent et développent une conception élargie de la compétitivité.

La première est consacrée à l'évaluation des performances productives de l'industrie luxembourgeoise et s'efforce d'en rechercher certains déterminants. Cette démarche se justifie par l'importance croissante de l'augmentation de la productivité pour assurer une élévation durable du niveau de vie. La recherche des déterminants de la productivité dans l'industrie s'oriente vers le processus de diversification, l'objectif étant d'évaluer dans quelle mesure l'implantation de nouvelles entreprises est susceptible d'accroître les performances du système industriel dans son ensemble.

La seconde étude de ce rapport s'attache à adopter une démarche d'analyse de la compétitivité adaptée au secteur bancaire et plus précisément à l'intermédiation financière. A cet égard, elle revêt un caractère exploratoire car traditionnellement les mesures de compétitivité ne portent pas ou très peu sur le

¹ KRECKÉ C., PIERETTI P., (1997), « Système d'indicateurs de compétitivité pour l'industrie luxembourgeoise », *Cahiers économiques du STATEC*, n° 89.

secteur des services notamment en raison des difficultés rencontrées dans la mesure de la composante-prix de la plupart des services marchands.

Eléments de synthèse

Analyse annuelle des indicateurs de compétitivité

Au cours des quatre dernières années, le solde des transactions courantes du Luxembourg, structurellement excédentaire en raison de l'excédent des échanges internationaux de services et des revenus des investissements a baissé sous l'effet de l'accroissement du déficit commercial et de l'accentuation du solde négatif des rémunérations des salariés vers l'étranger. L'évolution des termes de l'échange a été marquée par une tendance à la baisse des prix industriels.

L'indicateur synthétique de compétitivité, appliqué à l'industrie, signale une amélioration de la compétitivité générale depuis 1993, sous l'effet principal d'une baisse du coût salarial unitaire : l'augmentation des rémunérations a été plus faible que celle de la productivité du travail. La décomposition de cet indicateur fait apparaître une marge sur coût salarial unitaire très légèrement croissante en raison d'importants gains de productivité et d'une modération salariale, ces deux éléments faisant plus que compenser la baisse quasi continue du prix de la valeur ajoutée industrielle (surtout sidérurgique).

Dans le domaine des services marchands, l'indicateur de compétitivité synthétique présente une hausse à un rythme faible depuis 1993. La hausse du prix de la valeur ajoutée a un impact positif. La stabilité de la marge sur coût salarial peut s'expliquer principalement par un ralentissement de la progression des rémunérations.

Dans le secteur bancaire, l'indicateur de compétitivité portant sur l'intermédiation financière, construit à partir des taux d'intérêt créditeurs (domestiques et étrangers), des taux débiteurs domestiques ainsi que des coûts opératoires, est en hausse assez régulière depuis 1990. Globalement, les évolutions des composantes de la compétitivité reflètent un comportement plutôt « price taker » des taux créditeurs internationaux. Cependant, depuis 1994, la marge de manoeuvre par rapport à ces taux apparaît plus importante. Remarquons que si les banques domestiques peuvent se permettre de moins rémunérer les dépôts pour attirer les placements, cela peut révéler la présence d'avantages qualitatifs propres à la place bancaire.

Concernant l'attractivité du site luxembourgeois, tous secteurs confondus, près de 50 000 nouveaux emplois salariés ont été créés au Luxembourg entre 1990 et 1998. L'augmentation la plus importante se situe dans la catégorie « autres services marchands » (sécurité, nettoyage, informatique, comptabilité, interim). La création d'emplois (+2 000) dans l'industrie non-sidérurgique est remarquable compte tenu des gains de productivité très importants dans ces branches. La tendance à la diversification dans l'industrie luxembourgeoise est par ailleurs confirmée par un indicateur de diversification basé sur les parts de la valeur ajoutée de chaque branche dans la valeur ajoutée totale. Les investissements en provenance de l'étranger favorisent cette diversification, les encours de ceux-ci ayant progressé en moyenne annuelle de 10 % entre 1995 et 1997.

Performances productives de l'industrie luxembourgeoise et diversification industrielle

La productivité est le déterminant essentiel d'une compétitivité durable. Outre les évolutions des productivités apparentes du travail et du capital qui font apparaître une croissance quasi ininterrompue (bien que plus heurtée pour la sidérurgie), le calcul de la production totale des facteurs permet de prendre en compte l'interdépendance des facteurs de production dans le processus de croissance et de dégager la variation de la productivité du travail de l'accroissement du capital par tête. Parmi les spécificités propres à l'industrie luxembourgeoise, l'évolution de la productivité apparente du travail s'explique essentiellement par la croissance du progrès technique (en fait la faculté d'intégrer les avancées techniques internationales), l'effet de la substitution du capital au travail dans l'évolution de la productivité du travail apparaissant très faible. Ce constat représente un signal positif de compétitivité.

Dans le cas luxembourgeois, la présence d'effets externes définis comme des phénomènes d'interaction engendrés par la multiplicité d'activités industrielles apparaît liée aux investissements directs étrangers et à la diversification industrielle. Les résultats économétriques de notre étude, portant sur l'industrie luxembourgeoise hors sidérurgie (1970-1994) démontrent l'impact significativement positif de la diversité industrielle (mesurée par la variété des entreprises) sur la productivité du travail. Ainsi, sur la période considérée, une augmentation de la diversité de 10 % accroît la productivité du travail de 4,5 %. Ces résultats confirment des travaux empiriques récents qui mesurent ce type d'effets dans des espaces où l'on relève une concentration d'activités diversifiées. Le processus de diversification industrielle apparaît alors comme un enjeu essentiel dans un contexte de concurrence entre les sites de production pour attirer les nouveaux investissements, et constitue un élément central d'une nouvelle forme de compétitivité.

Analyse de la compétitivité de l'intermédiation financière luxembourgeoise

Appliquer une analyse de la compétitivité au secteur des services, en particulier bancaires rencontre des obstacles importants dont celui de définir une composante-prix dans ce secteur. Or, la composante-prix est à la base d'une analyse de la compétitivité, même si elle peut aboutir à mettre en relief des caractéristiques hors-prix. A défaut de prix du secteur bancaire la piste suivie ici consiste à associer la fixation de taux créditeur (taux sur les dépôts) à un comportement de fixation de prix. Les banques domestiques sont considérées comme « price taker » pour les crédits offerts, mais il n'est pas exclu, compte tenu des caractéristiques de la place luxembourgeoise, qu'elles puissent exercer un certain pouvoir de marché dans la fixation des taux sur les dépôts, l'une des activités principales des banques luxembourgeoises étant l'attraction de capitaux internationaux.

Cette étude élabore un modèle de détermination de taux par les banques domestiques, afin d'évaluer le degré d'autonomie (ou inversement de dépendance) du secteur bancaire vis-à-vis du marché international et de permettre la construction d'un indicateur synthétique de compétitivité en matière d'intermédiation financière. Les estimations économétriques qui comportent un

processus d'ajustement des taux par un mécanisme à correction d'erreur, indiquent un degré de dépendance des taux créditeurs domestiques vis-à-vis des taux étrangers de l'ordre de 0.60 à 0.67 (0 représentant une autonomie complète et 1 une dépendance totale). Ce résultat correspond à un comportement à dominante « price-taker », tout en laissant une marge de manoeuvre non négligeable. Les causes de ce degré d'autonomie sont probablement à rechercher dans les aspects qualitatifs des services et des produits financiers proposés à la clientèle.

Par ailleurs, l'indicateur synthétique de compétitivité, incorporant un indicateur de marge et un indicateur d'écart entre taux domestique et taux internationaux suit une tendance assez régulièrement croissante sur la période couverte (1990-1997). Une baisse intervient dans les derniers trimestres mais elle devra être confirmée avant de porter tout commentaire sur son caractère conjoncturel et donc non durable.

PREMIÈRE PARTIE

INDICATEURS DE COMPÉTITIVITÉ DU LUXEMBOURG

Arnaud BOURGAIN

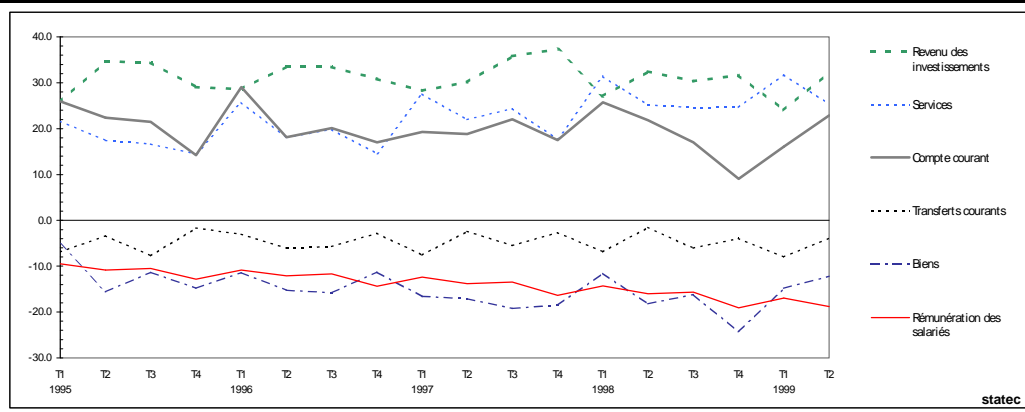
Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

1 - Indicateurs de performance extérieure

1.1 Balance courante

LA BALANCE COURANTE DU LUXEMBOURG



Traditionnellement le Luxembourg dégage un solde largement positif de sa balance courante. Au cours du dernier quart de siècle, les mutations structurelles de l'économie luxembourgeoise ont sensiblement marqué l'évolution des différentes balances partielles du compte courant, en accentuant les excédents et déficits respectifs. Ainsi les balances commerciales, des rémunérations des salariés et des transferts courants ont-elles dégagé des déficits croissants, alors que les excédents des balances des services et des revenus des investissements se sont renforcés.

Au cours des quatre dernières années, le solde global – qui dépasse encore les 10% du PIB – s'est toutefois légèrement rétréci, passant de quelque 85 milliards de LUF en 1995 à 74 milliards en 1998. Ce mouvement de recul s'est même accentué durant les quatre derniers trimestres au cours desquels les soldes trimestriels (en moyenne de 16.3 milliards de LUF) ont été nettement inférieurs à la moyenne trimestrielle des années 1996 et 1997 (resp. 21.1 et 19.4 milliards de LUF). Cette évolution s'explique en grande partie par l'accroissement du déficit commercial et du solde négatif des rémunérations des salariés, ainsi que par le léger recul de l'excédent du revenu des investissements.

L'accentuation du déficit commercial au cours de l'année 1998 a été essentiellement due à la baisse des exportations, générée tant par un fléchissement de certains prix que par le recul en volume des expéditions de produits industriels. Les premiers résultats de 1999 semblent indiquer une reprise des exportations ; par rapport aux données du premier semestre de l'année précédente, les ventes à l'étranger sont en progression et le déficit s'est à nouveau réduit. Par ailleurs, la progression continue de l'engagement de frontaliers entraîne un accroissement des rémunérations des salariés de quelque 3 milliards de LUF, par trimestre par rapport au même trimestre de l'année précédente.

Par rapport au premier semestre de 1998, les flux bruts enregistrés dans la balance des paiements ont progressé de plus de 2%. Cette évolution est surtout marquée par le dynamisme des échanges internationaux de services (+10%). Les exportations de services se sont développées favorablement grâce à l'expansion des exportations respectivement de services financiers et de services de communications. L'envol des services financiers (+20%) est à mettre en relation avec le développement très favorable des activités de gestion de fortune sur la place financière (en ce compris l'activité du secteur des OPC). L'expansion des activités dans les télécommunications (satellites) est à l'origine de la croissance des exportations de communications.

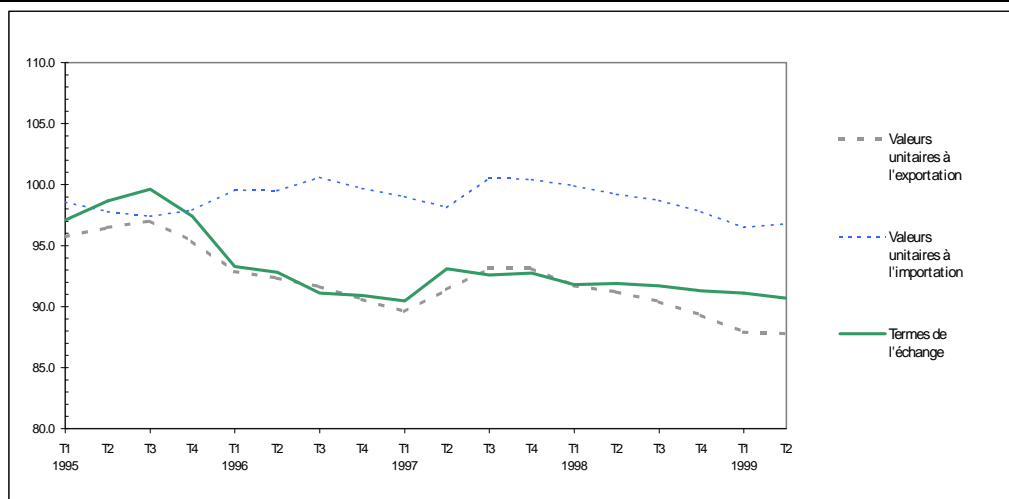
Néanmoins un accroissement sensible de certains achats de services a atténué l'amélioration du solde de la balance des services. En effet, la tendance à un recours accru aux services étrangers s'est intensifiée au cours des derniers trimestres, notamment au sein des groupes multinationaux implantés au Luxembourg.

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 du 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.

1.2 Termes de l'échange

TERMES DE L'ECHANGE



L'analyse de l'évolution des prix ne couvre que les échanges de marchandises. Au cours de la deuxième période des années 90, deux phases doivent être distinguées. Entre le dernier trimestre de 1995 et le premier trimestre de 1997, les termes de l'échange sont en baisse continue pour reculer au total de quelque 10 points de pourcentage. Par la suite, ils se redressent légèrement pour connaître une évolution relativement modérée.

Sur l'ensemble de cette période l'évolution des valeurs unitaires à l'importation est relativement plate et oscille en moyenne annuelle entre -0.3 et 2% . Portant essentiellement sur des biens de consommation et des biens d'équipement, cette tendance cadre largement avec l'accalmie générale de l'inflation dans les pays industrialisés.

Compte tenu de cette quasi-stagnation des prix à l'importation, la détérioration des termes de l'échange a donc été générée essentiellement par les variations des valeurs unitaires à l'exportation. Ces dernières ont fortement fléchi entre le dernier trimestre de 1995 et le début de 1997, notamment sous l'effet de la chute des prix sidérurgiques qui ont baissé de plus de 10% , en moyenne annuelle, entre 1995 et 1996. Au cours de la même période, les prix des ouvrages en métaux ont baissé de quelque 3% .

En dépit d'une légère hausse des prix en 1997 et 1998, les produits sidérurgiques ont à peine recouvert le niveau antérieur des prix. De surcroît, la gamme des produits sidérurgiques fabriqués au Luxembourg connaît après la hausse des prix durant la première moitié de l'année 1998 une nouvelle chute vers la fin de l'année et la tendance à la baisse s'est poursuivie au premier semestre de 1999.

L'industrie des produits plastiques et des pneumatiques – seconde branche industrielle du Luxembourg – a également enregistré une évolution relativement morose des prix. Tout en étant moins accentuée que celle de la sidérurgie l'évolution des prix de cette industrie accuse également une tendance à la baisse avec un taux de -1% en moyenne annuelle sur l'ensemble de la période.

En principe les termes de l'échange (TE) sont le rapport entre les prix à l'exportation (Px) et les prix à l'importation (Pi), $TE = Px/Pi \times 100$. 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.

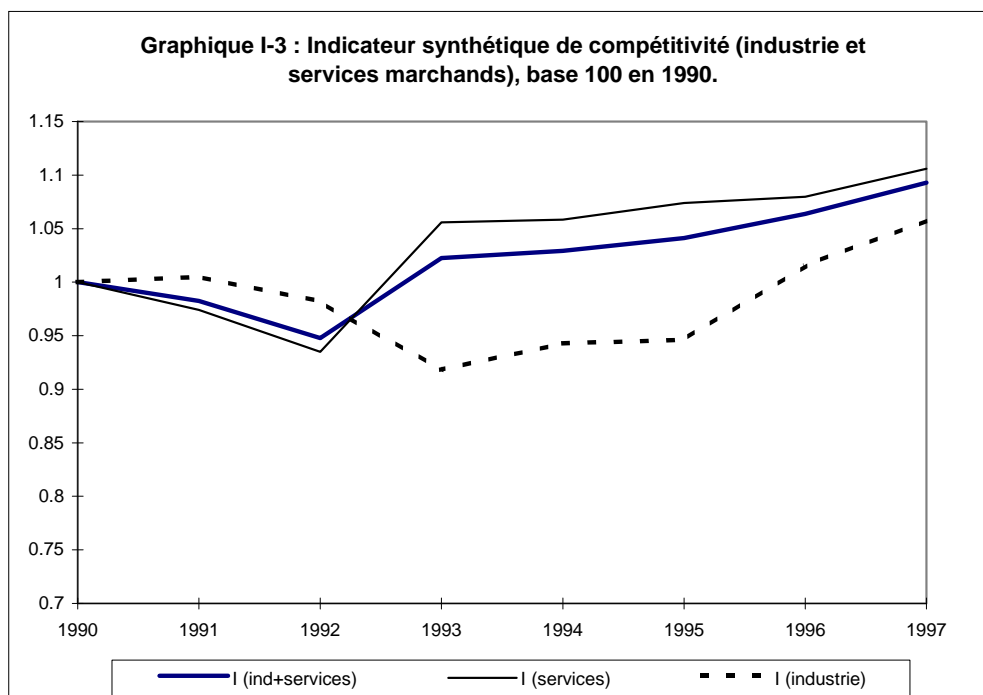
En l'absence d'indications précises et régulières sur ces prix, il est généralement fait recours aux valeurs unitaires calculées sur base des données (valeur et volume) collectées dans le cadre de la statistique du commerce extérieur¹. La valeur unitaire est en fait la valeur moyenne d'un produit pour une période de référence (mois, trimestre, année).

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.

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.

2 - Indicateurs synthétiques de compétitivité

2.1 Industrie et services marchands



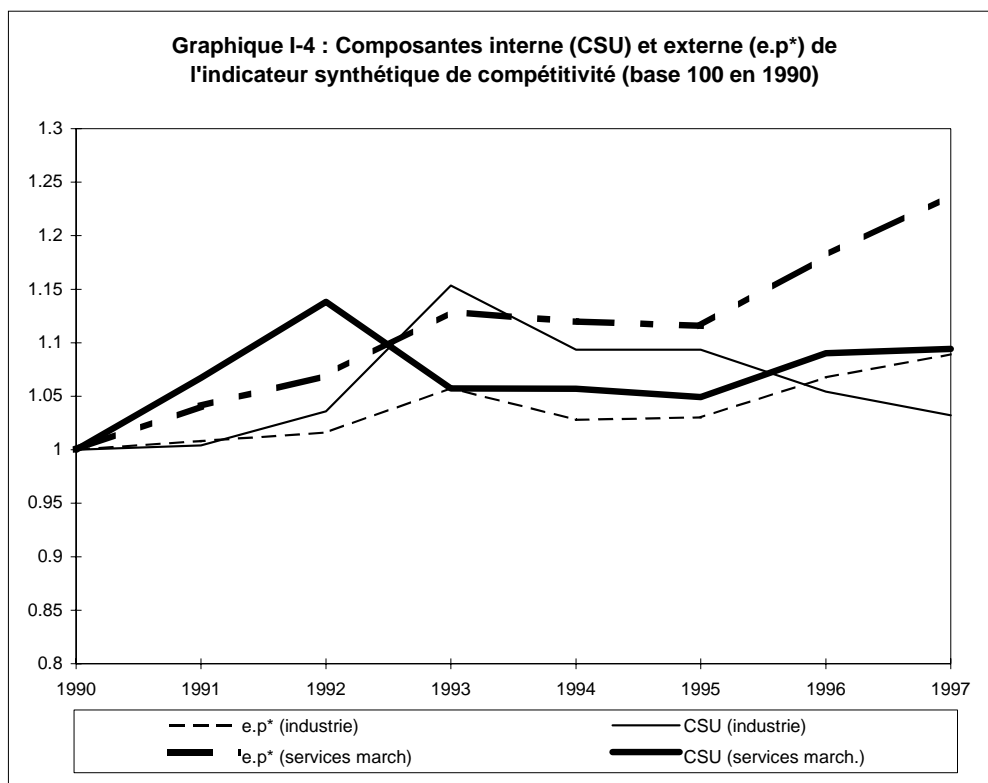
Depuis 1990, l'évolution générale de l'indicateur synthétique de compétitivité affiche une tendance générale à la hausse pour l'industrie et les services marchands luxembourgeois.

Dans le secteur Industriel, une phase de baisse de la compétitivité générale est observée de 1988 à 1993, la baisse étant accentuée en 1993. Une période de rattrapage lui succède de 1994 à 1997 avec une forte hausse en 1995.

Sachant que l'indicateur I varie en fonction de facteurs externes (variation des prix étrangers p^* et du taux de change e), et en fonction de facteurs internes (variation des coûts salariaux unitaires CSU, elle-même déterminée par des variations de productivité ou de salaire), le graphique I-4 permet d'observer l'évolution de ces composantes externes et internes. Pour l'industrie, le coût salarial unitaire est en baisse depuis 1994 (la productivité du travail ayant augmenté davantage que les rémunérations), ce qui constitue un élément favorable de la compétitivité globale. La composante externe ($e.p^*$) a eu également un impact positif depuis 1990 tout particulièrement en 1993 et depuis le début 1996.

Appliqué aux services marchands, cet indicateur doit être analysé avec prudence car les déflateurs de la valeur ajoutée dans le domaine des services posent des difficultés (voir l'étude sur la compétitivité de l'intermédiation financière dans ce rapport).

Comme pour l'industrie, la courbe ayant trait aux services présente une phase de baisse de la compétitivité de 1988 à 1992, et contrairement à l'industrie il n'est pas constaté de choc négatif en 1993, mais une hausse de l'indicateur de compétitivité. Cette hausse se poursuit à un rythme plus faible depuis 1994 jusqu'en 1997. L'examen des déterminants externes et internes permet de souligner que c'est la composante « prix étrangers » qui a eu l'impact le plus important, et très positif sur l'évolution de la compétitivité des services marchands luxembourgeois. Après une hausse du coût salarial unitaire de 1990 à 1992 qui a eu un effet défavorable sur l'indicateur synthétique de compétitivité, son évolution depuis 1993 est marquée par une relative stabilité et contribue ainsi peu à la variation de la compétitivité globale des services marchands.



Après la nette divergence de 1993 entre l'industrie et les services marchands, l'accroissement régulier de la compétitivité constaté depuis le début de 1994 est un phénomène commun à ces deux ensembles de branches.

Une analyse plus fine de ces évolutions est permise par l'examen des composantes « compétitivité-prix » et « marge » de l'indicateur synthétique (voir sections 3 et 4 de ce chapitre).

- **L'indicateur synthétique de compétitivité générale** retenu² compare le coût unitaire aux prix étrangers exprimés en monnaie nationale. Intuitivement, la compétitivité s'améliore si l'écart entre les prix étrangers (exprimés en monnaie domestique) et le coût unitaire augmente.

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

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.

Cet 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 (TCER)

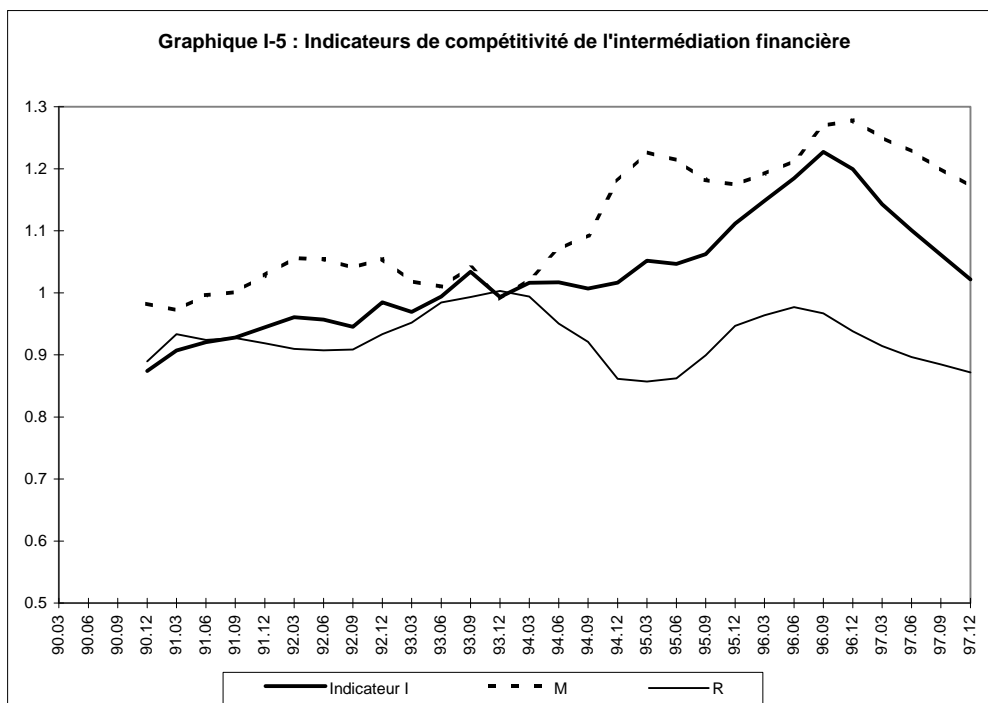
$$I = M \cdot R = \frac{P}{CSU} \cdot \frac{e \cdot P^*}{P}$$

Une augmentation de l'indicateur signifie une amélioration de la compétitivité générale. Cet accroissement peut être dû à la hausse des prix à la production étrangers, à une modération salariale, à une augmentation de la productivité, à la dévaluation de la monnaie. Toutes ces composantes permettront d'expliquer l'évolution de l'indicateur de compétitivité générale I.

² 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.

2.2 Indicateur synthétique de compétitivité de l'intermédiation financière :

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 (1990-1997) apparaissent sur le graphique I-5 :



Globalement (graphique I-5) l'indicateur synthétique I suit une tendance régulièrement croissante. Les périodes après 1993, marquées par une baisse générale des taux courts, sont toutefois plus heurtées. Le vif accroissement constaté au cours de l'année 1996 a été corrigé en 1997. L'indicateur de marge M présente une pente ascendante depuis 1990 jusqu'au troisième trimestre 1996.

L'indicateur I étant composé de R (écart entre taux domestiques et taux étrangers) et de M (indicateur de marge), le profil des deux courbes I et M se différencie lorsque l'indicateur R s'écarte de l'unité. Plus R (rapport : r/r^*) est inférieur à un (ce qui est le cas sur l'ensemble de la période étudiée), plus faible est la rémunération des dépôts accordée par les banques domestiques (relativement aux places étrangères) pour attirer les placements. Il peut ne s'agir que d'un retard dans l'ajustement des taux domestiques par rapport aux taux internationaux si cette tendance est observée seulement à court terme. Par contre si cette tendance est confirmée sur une plus longue période, cet écart peut révéler des différences qualitatives de la place bancaire qui permettent aux banques de moins rémunérer les dépôts de leurs clients. Ce phénomène a été

particulièrement relevé dans la cas de la place bancaire suisse³. Les évolutions des composantes de la compétitivité (graphique I-5) montrent que l'indicateur de marge M fluctue à proximité de l'indicateur de compétitivité I, ce qui reflète un comportement plutôt « price taker » jusqu'en 1994. En effet, plus le secteur bancaire du pays domestique est contraint par les taux des dépôts étrangers plus l'indicateur I tend à se rapprocher du coefficient M. Par contraste, il apparaît moins contraint depuis 1994. Depuis le premier trimestre de 1994, il semble que les banques domestiques puissent se permettre un comportement moins « généreux » que leurs concurrents envers les déposants. Dans un contexte de baisse prononcée des taux internationaux, les banques ont pu à certaines périodes faire baisser leurs taux plus rapidement que leurs concurrents. Ceci reflète un comportement d'autonomie par rapport au marché international dont les explications peuvent être recherchées dans le domaine des aspects qualitatifs des services financiers proposés à la clientèle.

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 présentés dans une étude spéciale de (troisième partie de ce rapport). 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 opératoires (c), aux taux d'intérêt créditeurs étrangers (r_D^*):

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

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 : $M = \frac{r_L - c}{r_D}$ et

³ GENBERG H., HELBLING T., NEFTCI S. (1992), « Monopoly power in swiss market », dans : BLATTNER N. et al., BLATTNER N., GENBERG H., SWOBODA A., (eds), (1992), *Competitiveness in banking*, Physica-Verlag Heidelberg. pp.283-305.

un indicateur d'écart entre taux créditeurs domestiques et taux créditeurs étrangers $R = \frac{r_D}{r^*}$. Ce coefficient R peut s'interpréter comme un indicateur de compétitivité-prix des dépôts, car plus R est élevé plus il est attrayant pour la clientèle de réaliser des dépôts dans le pays domestique.

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) (calculs CREA) :

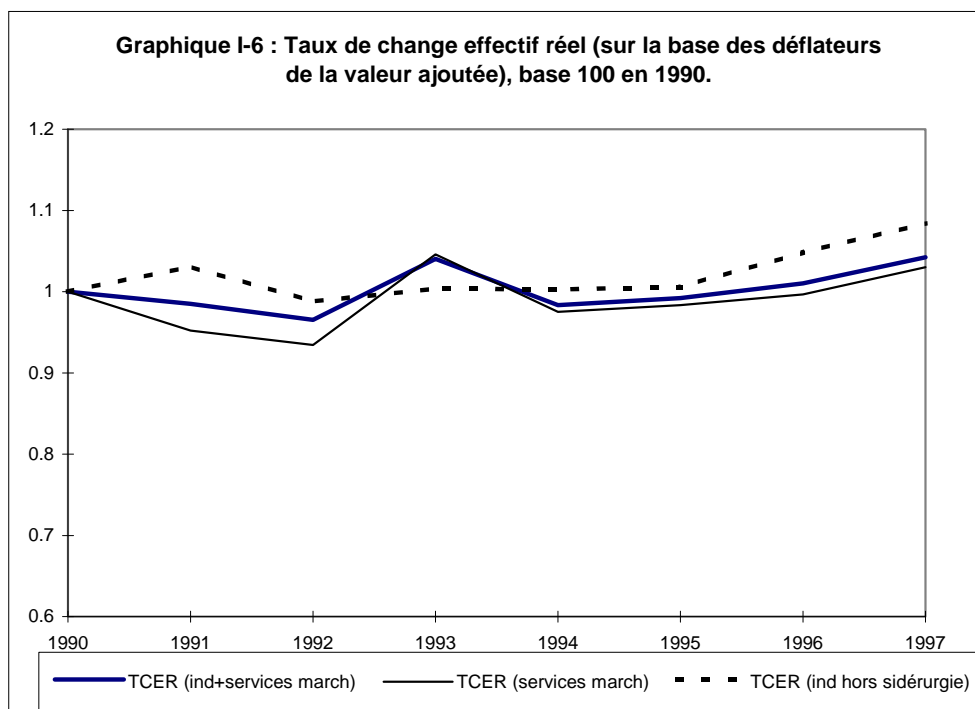
r_L : taux débiteur (taux implicite moyen pour l'ensemble des banques domestiques)

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



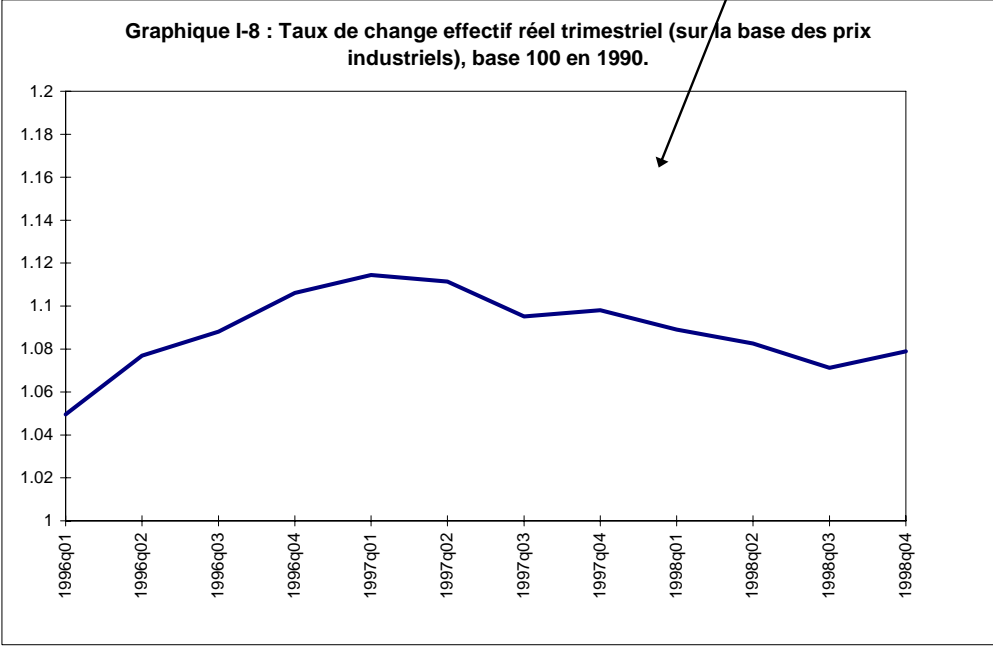
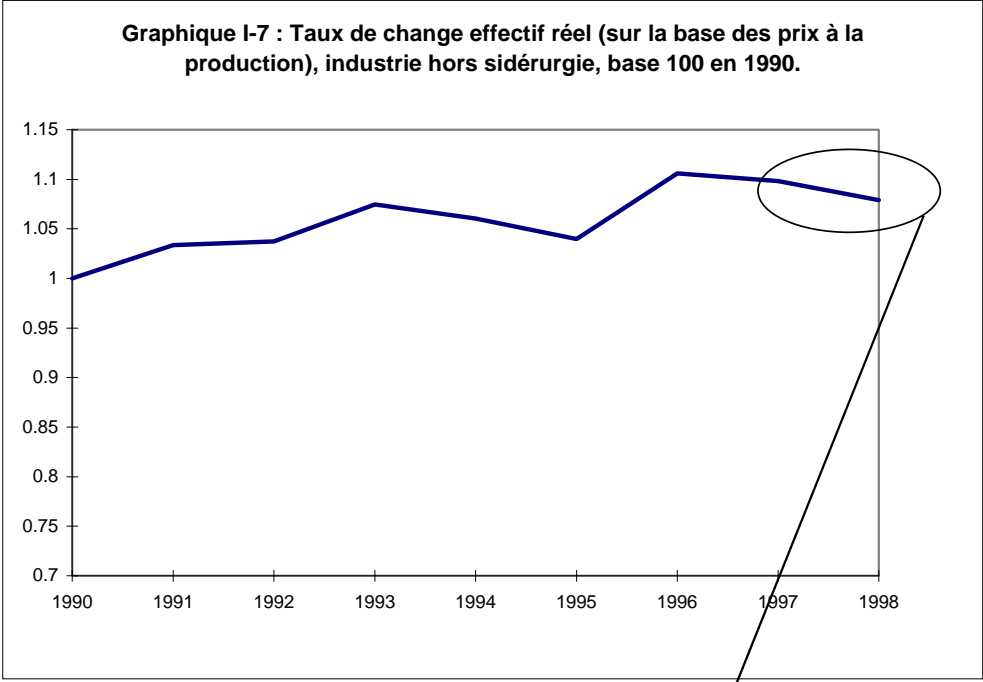
D'une manière générale, des secteurs ayant une certaine maîtrise sur les prix voient leur position de compétitivité-prix s'améliorer si les prix de leurs concurrents étrangers s'accroissent plus rapidement que les prix domestiques⁴. Ici, le caractère price-taker de la branche sidérurgique⁵ dispense d'établir une comparaison internationale de prix pour cette branche. Sur la période considérée, et en particulier dans les années récentes, les variations observées du taux de change effectif (vis-à-vis des principaux partenaires) sont mineures. Les variations du taux de change effectif réel (graphiques I-6, I-7 et I-8) sont donc principalement causées par des variations de prix. Celles-ci apparaissent plus importantes pour l'industrie que pour les services, avec une tendance haussière ces dernières années (augmentation du rapport : prix étrangers / prix domestiques). Le prix de la valeur ajoutée industrielle luxembourgeoise (hors sidérurgie) n'a pas suivi la hausse du prix de la valeur ajoutée industrielle étrangère. Cette hausse indique ainsi un accroissement de la compétitivité-prix de l'industrie luxembourgeoise dans son ensemble. Remarquons qu'une tendance à la différenciation des produits ou que des changements dans leur qualité pourraient être révélés dans le cas où les prix domestiques et prix étrangers s'écartent de manière significative.

⁴ Ce raisonnement est valable à qualité égale des produits, hypothèse courante lorsque des agrégats sont employés.

⁵ KRECKÉ C., PIERETTI P., (1997), op. cit.

Dans le secteur des services, hormis le pic positif de 1993, une certaine stabilité (voire une très légère baisse) des prix domestiques par rapport aux prix étrangers est constatée, impliquant une stabilité du TCER.

L'indicateur TCER est calculé également avec les prix à la production pour l'industrie hors sidérurgie (graphique I-7 et I-8). Il confirme les mesures effectuées à partir des déflateurs de la valeur ajoutée car il présente un profil semblable. Les données trimestrielles font apparaître une baisse du TCER dans l'industrie du début de 1997 jusqu'au troisième trimestre de 1998 (graphique I-8).



- *Le taux de change effectif réel :*

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

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 1997 : 83 % des exportations totales de biens et 81 % des recettes issues des échanges internationaux de services. 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.

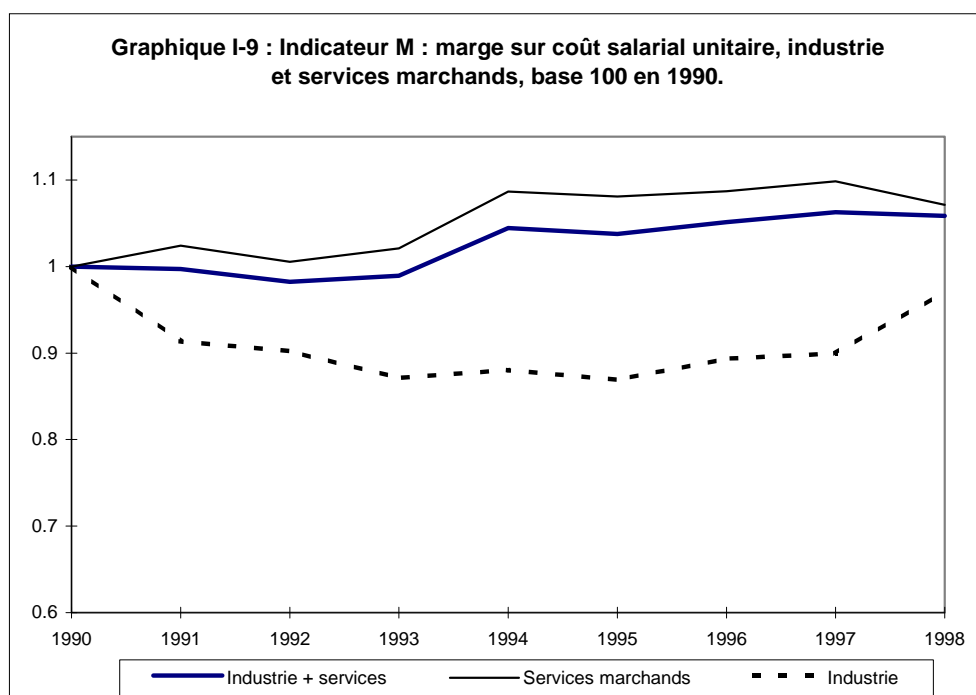
Pour l'industrie, afin de prendre en compte des périodes plus récentes, éventuellement trimestrielles, il est possible d'utiliser les prix à la production comme une approximation du déflateur de la valeur ajoutée qui est disponible plus tardivement.

Sources des données utilisées :

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

4 - Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité

4.1 Indicateur de marge sur coût salarial unitaire :



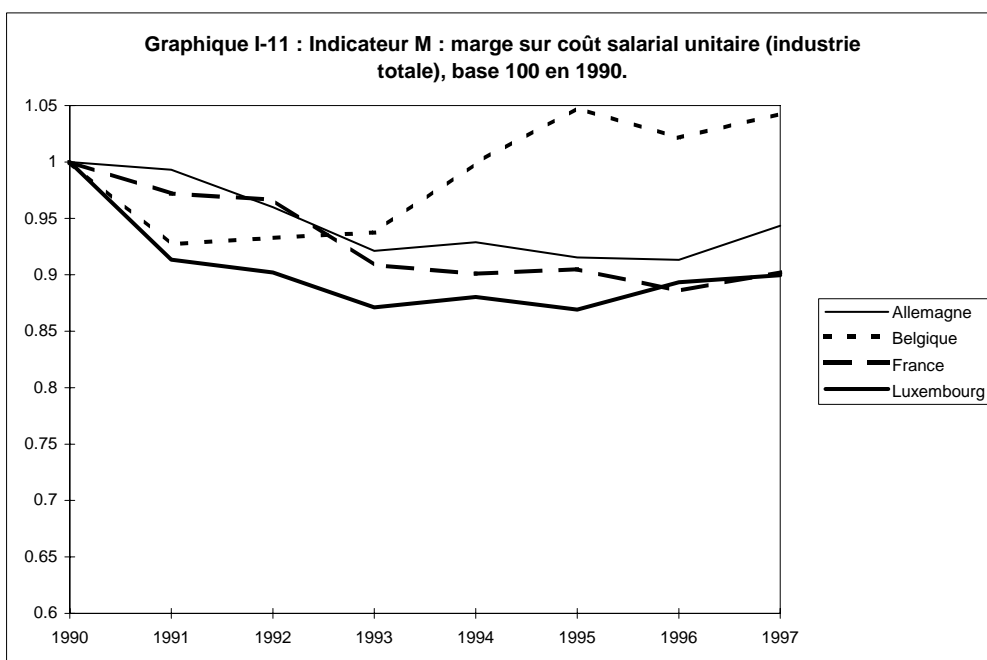
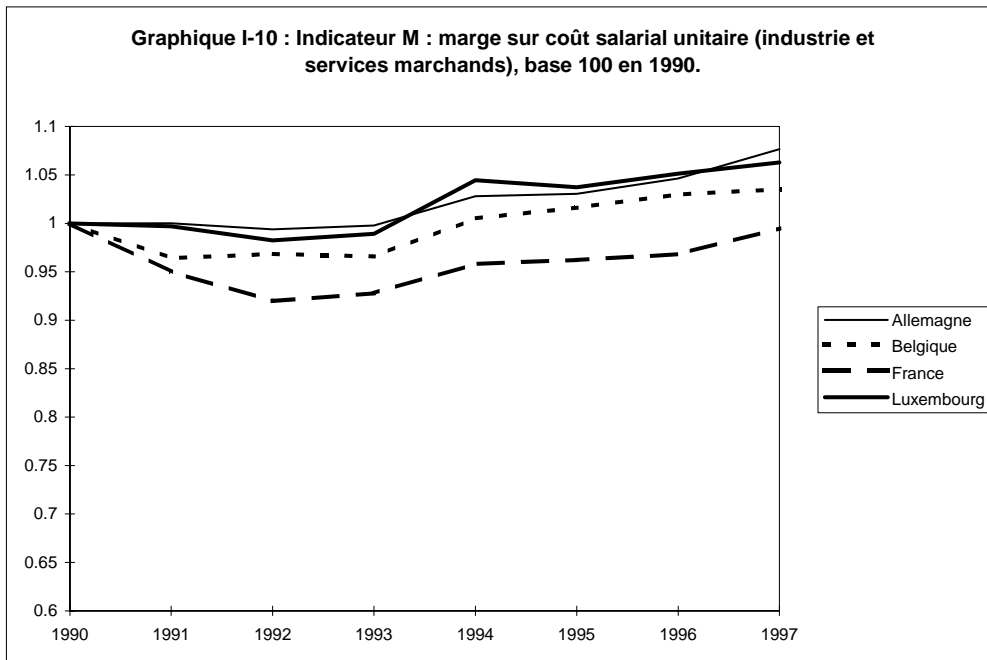
Pour l'industrie et les services luxembourgeois (graphique I-9), l'indicateur M (marges sur coût salarial unitaire) ne s'est pas dégradé depuis 1990, et a même indiqué une légère amélioration de la rentabilité. Cette évolution globale est surtout due à l'évolution de l'indicateur dans le secteur des services, où l'accroissement de M a été assez régulier.

Dans une première période (de 1990 à 1993), la rentabilité dans le secteur industriel ne suit pas l'évolution de celle des services, et subit des baisses successives de 1990 à 1993 et plus particulièrement en 1991. A la même période, la rentabilité des services marchands est très stable.

Dans une seconde phase (depuis 1994), la rentabilité de l'industrie et celle des services marchands apparaît stabilisée, à des niveaux cependant différents.

Depuis 1990, la rentabilité luxembourgeoise est globalement proche de celle de ses principaux partenaires européens, et tout particulièrement de l'Allemagne (graphique I-10). Par contre, en matière industrielle, la rentabilité luxembourgeoise semble avoir davantage fléchi au début des années quatre-vingt-dix pour retrouver un profil comparable à celui de la France et de l'Allemagne ensuite (graphique I-11).

Une meilleure analyse de cette relative et récente constance de la rentabilité (mesurée par M) de l'industrie et des services luxembourgeois est permise par l'examen des différentes composantes de M.



- 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

Tableau I-1 : Evolution de l'indicateur M et de ses composantes :

M : Marge sur coût salarial unitaire VA/w.L = Pva(wL/VAq) (taux de variation annuels)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Industrie + services	-3.18%	1.39%	-2.96%	-5.15%	-0.30%	-1.45%	0.69%	5.59%	-0.69%	1.34%	1.09%	-0.39%
Industries extractives et manuf	-9.16%	9.69%	10.90%	-7.71%	-8.65%	-1.26%	-3.41%	1.04%	-1.27%	2.79%	0.70%	7.96%
Services marchands	-1.29%	-2.05%	-8.29%	-4.24%	2.42%	-1.83%	1.54%	6.43%	-0.51%	0.56%	1.03%	-2.44%
Banques et assurances	-12.36%	-9.48%	-25.41%	-12.20%	2.11%	3.18%	5.32%	17.97%	-3.75%	4.51%	2.89%	
Sidérurgie	-21.18%	19.90%	13.99%	-15.26%	-14.51%	-9.30%	-5.92%	-6.43%	-6.08%	14.49%	14.14%	7.80%
Indus. hors sidér.	-1.84%	4.14%	8.78%	-4.42%	-7.16%	0.70%	-3.51%	2.72%	-0.56%	-1.00%	-2.56%	
Autres services marchands	4.55%	1.65%	-0.12%	-0.73%	2.46%	-3.40%	0.78%	2.33%	0.59%	-1.27%	0.24%	

Déterminants des marges sur coût salarial unitaire (taux de variation annuels)

	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Industrie + services												
Productivité apparente du travail	3.74%	5.09%	5.65%	0.02%	0.49%	0.73%	9.36%	6.05%	1.63%	-0.10%	2.12%	-1.82%
Prix de la valeur ajoutée	-4.20%	1.17%	-0.85%	-0.43%	4.54%	4.17%	-2.40%	4.17%	-1.24%	3.47%	0.90%	1.89%
Salaires nominaux	2.64%	4.90%	7.86%	5.02%	5.37%	6.47%	6.00%	4.65%	1.06%	1.99%	1.92%	0.38%
Industries extractives et manuf												
Productivité apparente du travail	2.22%	15.27%	7.03%	-1.35%	3.15%	1.70%	-4.64%	12.04%	3.70%	4.40%	6.90%	5.00%
Prix de la valeur ajoutée	-8.08%	1.40%	9.79%	-3.08%	-8.37%	1.87%	7.51%	-4.38%	-1.40%	-0.73%	-1.37%	4.26%
Salaires nominaux	3.44%	6.67%	5.69%	3.68%	3.57%	4.91%	6.19%	6.22%	3.67%	0.67%	4.68%	0.71%
Services marchands												
Productivité apparente du travail	3.82%	0.69%	4.93%	0.38%	-0.65%	0.27%	13.91%	4.06%	0.97%	-1.48%	0.74%	-3.64%
Prix de la valeur ajoutée	-2.85%	1.22%	-4.81%	0.68%	9.31%	4.69%	-5.67%	6.39%	-1.21%	4.45%	1.40%	1.45%
Salaires nominaux	2.20%	4.05%	8.88%	5.57%	6.02%	6.96%	5.81%	4.03%	0.22%	2.37%	1.11%	0.30%
Sidérurgie												
Productivité apparente du travail	-6.44%	23.76%	9.87%	-0.50%	2.04%	6.29%	9.97%	6.92%	-3.92%	19.51%	11.14%	4.45%
Prix de la valeur ajoutée	-13.96%	6.96%	12.65%	-13.37%	-13.05%	-10.71%	-7.87%	-4.68%	4.02%	-3.94%	4.93%	3.93%
Salaires nominaux	2.12%	10.41%	8.58%	1.72%	3.79%	4.64%	7.69%	8.92%	6.41%	0.27%	2.16%	0.70%

Sources des données : STATEC, calculs CREA (CRP-GL). Les données pour l'année 1998 ont été évaluées à partir de nouvelles séries statistiques (SEC 95).

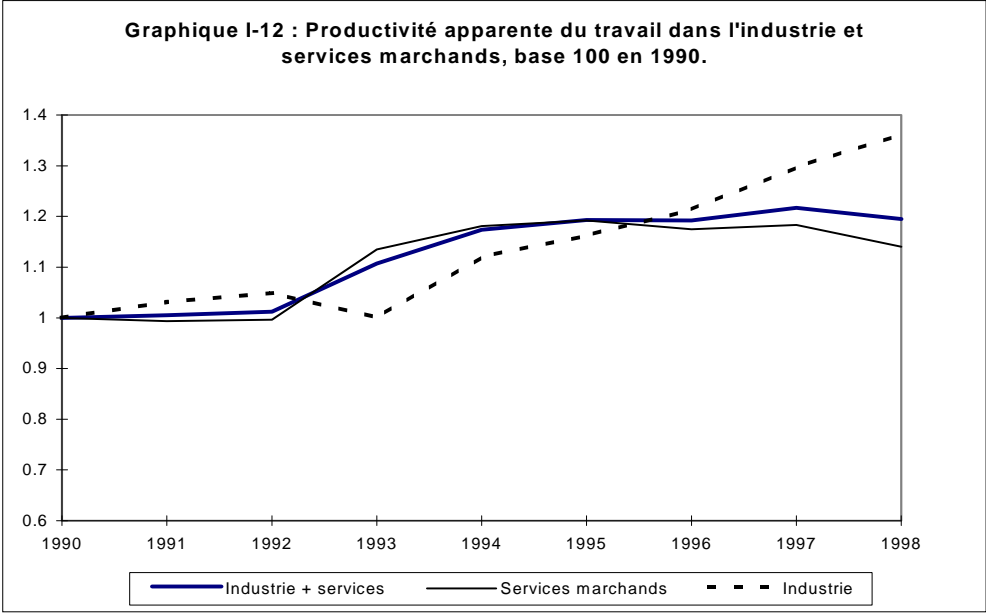
Le tableau général ainsi que les graphiques I-13 et I-14 présentent pour chaque année les contributions (exprimées en taux de variation) de chaque composante de l'indicateur marge sur coût salarial unitaire (M). Un regard particulier est porté sur l'évolution de la productivité du travail car elle constitue, parmi les différentes composantes, un facteur déterminant d'une compétitivité durable (voir l'étude spéciale sur les indicateurs de productivité dans ce rapport).

Pour le secteur des services marchands, une première phase (jusqu'en 1992) caractérisée par une baisse de M s'explique par des accroissements de salaires en général supérieur à la progression de la productivité du travail, et pour certaines années, par une baisse du prix de la valeur ajoutée (ce dernier indice est cependant sujet à caution dans le domaine des services).

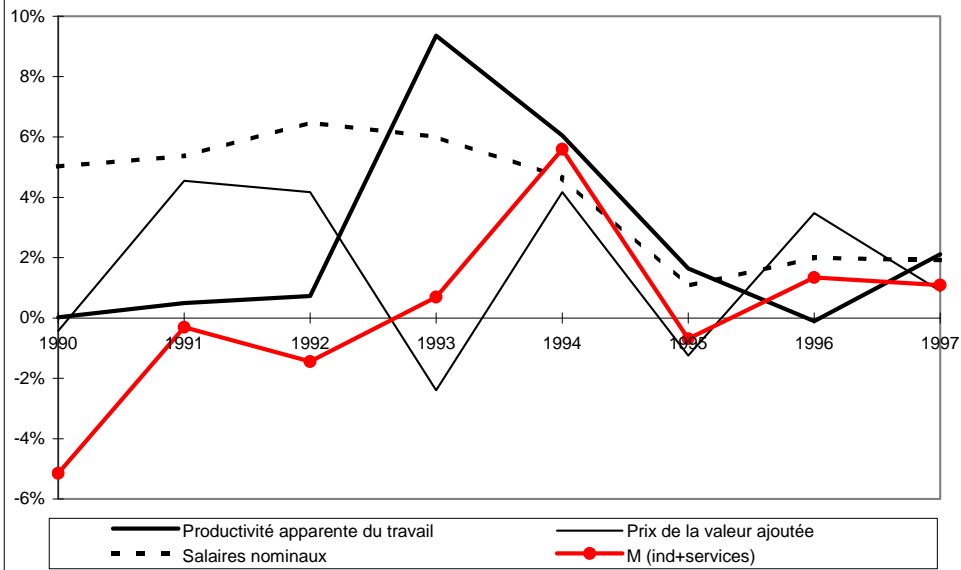
De 1993 à 1997, pour les services, le ralentissement de la progression des salaires nominaux et une progression plus nette de la productivité expliquent le redressement sensible de la rentabilité des services marchands.

Dans l'industrie, l'évolution de l'indicateur M est marquée par une baisse sur la période 1990-1995. Les gains de productivité sont pourtant importants, surtout dans le secteur de la sidérurgie, mais la progression des salaires leur est supérieure jusqu'en 1994. La baisse du prix de la valeur ajoutée industrielle a été un facteur aggravant la diminution des marges. Par exemple, en 1990, 1991, et 1992, la baisse de la valeur ajoutée de la sidérurgie a atteint respectivement : - 13.37%, -13.05% et -10 %. Cette tendance semble s'interrompre en 1998. Alors que la croissance de la productivité est toujours forte, la marge est augmentée par une hausse des prix de la valeur ajoutée et par la stabilité des salaires nominaux.

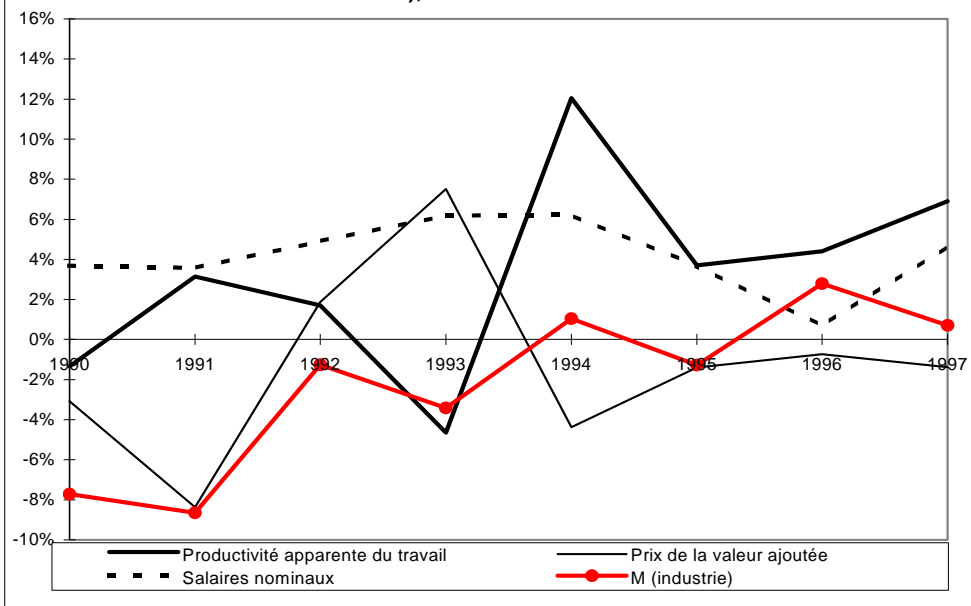
Un redressement sensible des marges s'opère depuis 1996. Il apparaît attribuable à d'importants gains de productivité, et à une modération salariale. Ces deux éléments font plus que compenser la baisse quasi continue du prix de la valeur ajoutée industrielle (surtout pour la sidérurgie).



Graphique I-13 : Déterminants des marges sur coût salarial (industrie et services marchands), variations annuelles



Graphique I-14 : Déterminants des marges sur coût salarial (industrie totale), variations annuelles

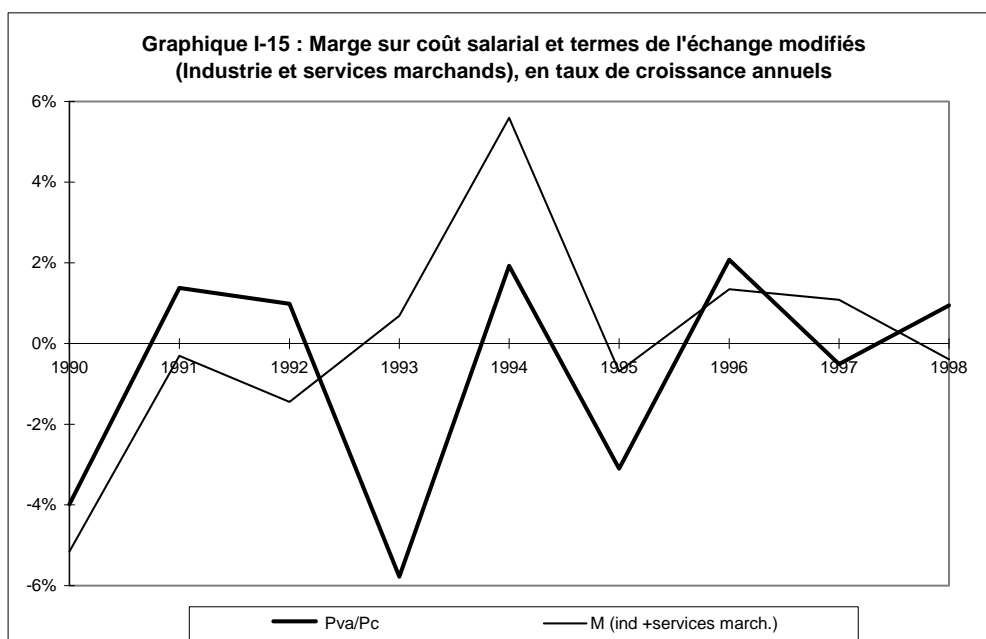


- *Décomposition de l'indicateur marge sur coût salarial unitaire :*

$$M = \frac{P_{va}}{CSU} = \frac{P_{va}}{wL / VA_q} = \frac{P_{va} \cdot VA_q}{w \cdot L} :$$

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)



En général, l'indicateur de termes de l'échange modifiés a évolué dans le même sens que l'indicateur M (marge sur coût salarial unitaire) hormis en 1993. Pour cette année 1993, la baisse du prix de la valeur ajoutée a fait chuter les termes de l'échange modifiés, mais cette baisse a été plus que compensée par la forte augmentation de la productivité.

La comparaison entre la courbe M et celle des termes de l'échange modifiés est importante car elle permet de vérifier le synchronisme entre la rentabilité et le niveau de vie, les évolutions de ces deux éléments ne devant pas être durablement divergentes.

- *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.

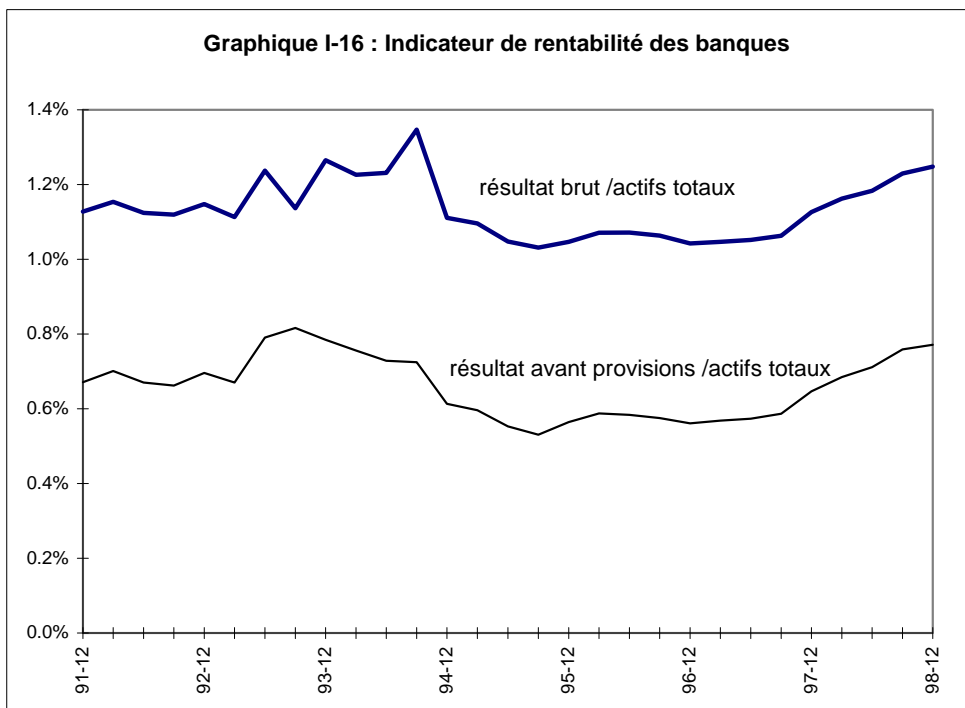
$$\text{Expression des termes de l'échange modifiés} = \frac{P_{va}}{P_c} \quad \text{ou} \quad \frac{P_{va}}{P_c \cdot e}$$

Ce rapport a un impact positif sur l'indicateur de rentabilité M :

$$\text{en effet, } M = \frac{P_{va}}{CSU} = \frac{P_{va}}{wL/VAq} = \frac{P_{va} \cdot VAq/L}{w/P_c \cdot P_c}$$

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



Après la baisse de rentabilité des banques luxembourgeoises de 1993, les quatre années suivantes (1994 - 1997) se sont caractérisées par une stabilisation du niveau de ces ratios. La rentabilité a par contre fortement augmenté au cours de l'année 1998. Cet accroissement est principalement dû (rapport annuel de la BCL, p. 44 et suivantes) à des revenus non récurrents résultant de plus-values considérables réalisées par quelques banques sur la cession de participations.

Les deux courbes (avec et sans les charges d'exploitation) ont des évolutions tout à fait parallèles qui indiquent que les variations des charges de personnel ainsi que des autres charges d'exploitation n'ont pas eu d'impact particulier sur la rentabilité des banques de la place luxembourgeoise.

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

Indicateurs de rentabilité des banques :

Deux indicateurs de rentabilité bancaire mesurent la « rentabilité économique » :

◇ $\frac{\text{résultat brut}^*}{\text{total actif}}$ * : marge sur intérêt + autres revenus nets

◇ $\frac{\text{résultat net avant provisions}^{**}}{\text{total actif}}$ ** : 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, les autres frais d'exploitations...

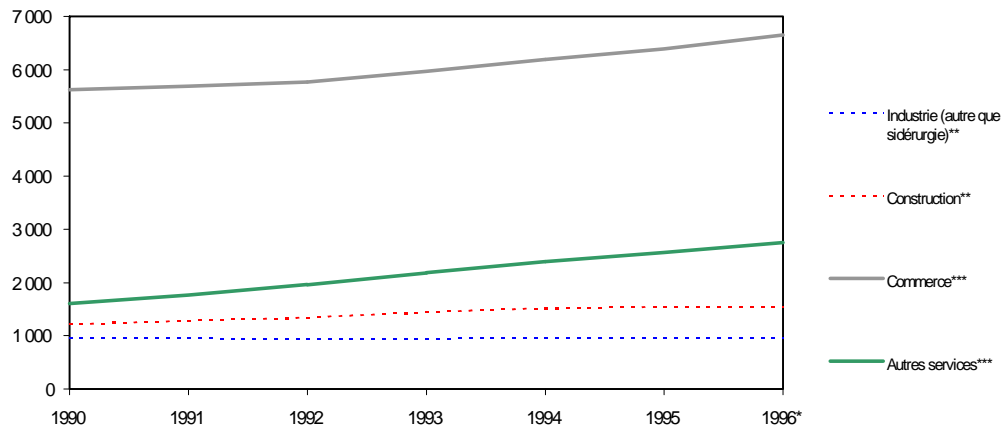
Ces deux ratios d'exploitation, d'un usage très courant expriment de manière globale le rendement des actifs, mais ont l'inconvénient de placer tous les actifs sur le même plan alors que leurs risques sont différents, et ils négligent également les activités hors-bilan qui se sont largement développées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

source des données : BCL

5 - Indicateurs d'attractivité et de diversification

5.1 Nouvelles entreprises et créations d'emplois

Graphique I-17 Evolution du nombre d'entreprises

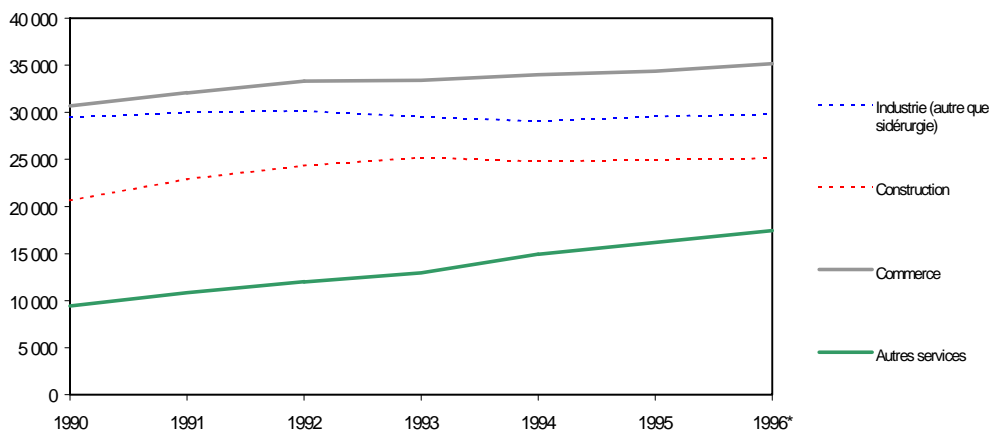


* chiffres provisoires

** Unités d'activité économique

*** Unités légales

Graphique I-18 Evolution de l'effectif



* chiffres provisoires

Entre 1990 et 1998 près de 50 000 nouveaux emplois salariés ont été créés au Luxembourg dont près de 10 000 dans les services non marchands et quelque 4000 par les institutions de crédit et d'assurance. Signalons aussi que dans l'industrie autre que sidérurgique environ 2000 emplois ont été créés. Compte tenu des énormes gains de productivité et, partant, des mesures de rationalisation, cette dernière évolution est le résultat de deux évolutions encourageantes : la très bonne performance des entreprises établies depuis longue date au Luxembourg et les efforts de diversification visant à élargir le tissu industriel.

Le graphique ci-dessus vise à attirer l'attention sur les nombreux emplois créés dans d'autres branches d'activités. En effet, au cours de la période sous revue, la création d'emplois a été particulièrement importante dans le commerce et dans les autres services marchands.

Entre 1990 et 1996 quelque 4500 emplois ont été créés dans le commerce, dont 1500 dans le commerce de gros et 2200 dans le commerce de détail. Par contre, le nombre d'unités n'a guère évolué dans le commerce de détail, alors qu'il a progressé de 900 unités dans le commerce de gros et dans les intermédiaires du commerce. Le déploiement de nouvelles activités dans le dernier domaine et le phénomène de concentration dans le commerce détail sont les causes principales de ces évolutions. Relevons encore que la création d'emploi non salariés vient confirmer ces tendances (650 emplois non salariés dans le commerce de gros et d'intermédiation de commerce, contre moins de 100 dans le commerce de détail).

La catégorie « autres services marchands » regroupe essentiellement des activités de services aux entreprises dans les domaines tels que l'informatique, la comptabilité, le conseil juridique, les études de marché, l'ingénierie, la publicité, le nettoyage, la fourniture de personnes.

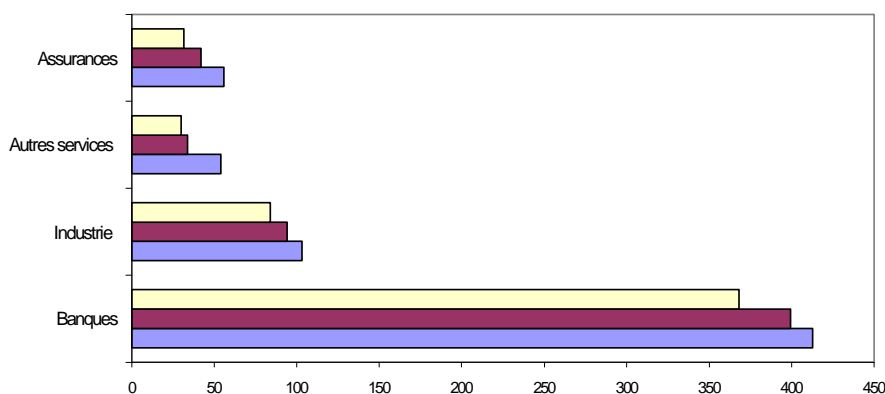
Au total 1200 unités ont été créées entre 1990 et 1996 générant la création d'environ 8000 emplois supplémentaires dont près de 2000 dans le domaine de la sécurité et du nettoyage. L'informatique (+1400) et la comptabilité (+1000) enregistrent également une progression importante et traduisent l'externalisation progressive de ces activités. Quelque 3300 emplois supplémentaires relèvent de la branche de la fourniture de personnel et témoignent du recours accru au travail par intérim.

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, elle sera découpée en autant d'UAE et les activités secondaires seront classées sous d'autres rubriques de nomenclature que l'activité principale. Compte tenu de la disponibilité des informations l'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 quelque 4%.

5.2 Investissements directs de l'étranger

Graphique I-19 : Les encours d'ID de l'étranger en milliards de LUF



Les encours d'investissement de l'étranger ont progressé en moyenne annuelle de quelque 10% entre 1995 et 1997 et tous les secteurs en ont été affectés à peu près au même titre. Le secteur financier (banques et assurances) absorbe environ les trois quarts du stock de capitaux étrangers.

A la fin de l'année 1997, la valeur comptable des capitaux propres détenus par des investisseurs directs étrangers dans les 175 entreprises (autres que banques et assurances) ayant participé à l'enquête IDE s'est chiffrée à plus de 150 milliards de LUF. Le capital est fortement concentré sur quelques entreprises; ainsi les cinq principales sociétés absorbent 42 % du capital déclaré et les dix premières même plus de la moitié du capital déclaré. Les deux tiers de ce capital sont investis dans l'industrie. A l'exclusion des banques et assurances, quelque 90 entreprises des branches de services accumulent des capitaux propres d'une valeur comptable de plus de 50 milliards de LUF.

La structure géographique des ID de l'étranger s'est profondément modifiée en 1997, notamment à la suite des restructurations financières au niveau de deux secteurs dominants particulièrement exposés au capital étranger, à savoir la sidérurgie et l'audiovisuel. Les prises de participation d'Aceralia (Espagne) dans le groupe Arbed et de Bertelsmann (Allemagne) dans la CLT-UFA ont non seulement gonflé les volumes investis au Luxembourg, mais elles ont également généré une modification de la structure géographique. L'Allemagne et l'Espagne sont désormais les troisième et cinquième pays de provenance des capitaux investis dans les secteurs autres que banques et assurances.

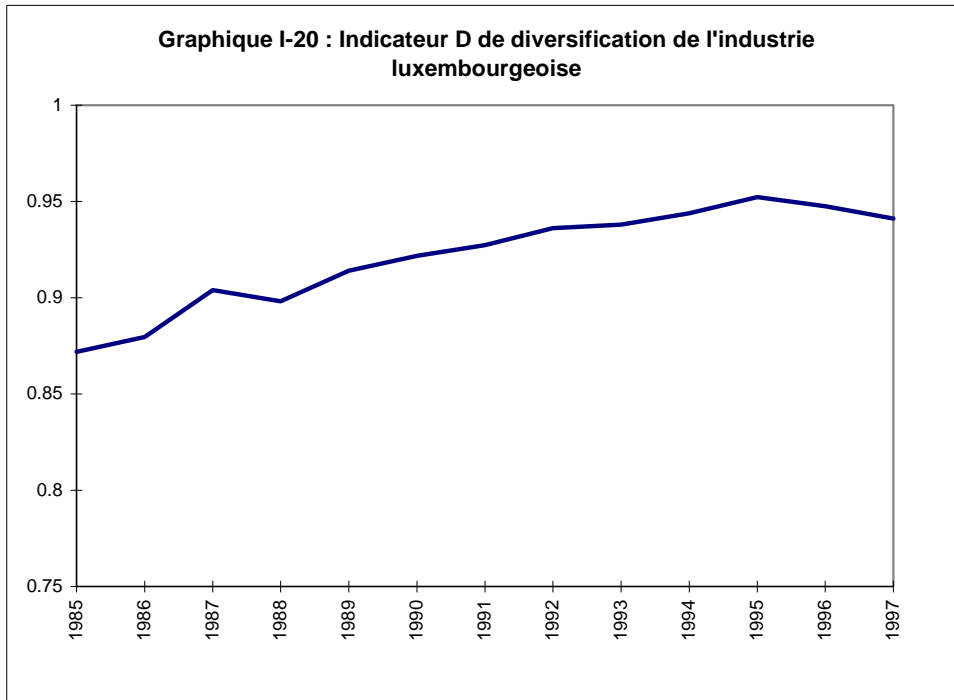
Par ailleurs, cette évolution a entraîné un recentrage des dépendances au niveau communautaire. Désormais les investissements en provenance de l'UE représentent environ 60% des capitaux investis dans les secteurs autres que banques et assurances, contre quelque 55% auparavant.

Dans le secteur financier (banques et assurances), l'influence intra-UE est encore plus prononcée et atteint environ 90%. L'on note essentiellement la prédominance des capitaux allemands dans le secteur bancaire et celle des investisseurs de Belgique et de France dans le secteur des assurances.

En 1997, l'expansion des capitaux européens a bien sûr engendré un recul relatif des capitaux d'origine extra-UE, en l'absence d'une altération de la somme des investissements extra-UE en termes nominaux. Dans l'industrie l'on retient surtout la forte présence des capitaux américains (34% en 1997, contre 40% en 1996) et japonais (4%). Les Etats-Unis demeurent néanmoins de loin le principal détenteur de capitaux étrangers dans l'industrie.

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.

5.3 Indicateur de diversification



La pente croissante observée pour l'industrie sur le graphique I-20 confirme la tendance à la diversification de l'industrie luxembourgeoise qui se prolonge sur la période 1985-1997. Cette diversification a été obtenue grâce à des taux de croissance des branches hors-sidérurgie plus élevés que dans la sidérurgie, sans pour autant qu'il y ait eu effondrement de cette branche dont la valeur ajoutée exprimée en francs constants est restée stable.

La prise en compte des services marchands devra être effectuée dans de prochains travaux. Il s'agira en particulier de déterminer dans quelle mesure le développement des services classés dans la rubrique « autres services marchands » constitue une diversification de l'économie luxembourgeoise.

Indice de diversification :

$$D = 1 - \frac{\sigma_{\pi}^2}{(n-1) / n^2}$$

avec n : nombre de branches

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

σ_{π}^2 : La variance des parts π_i : permet de mesurer la dispersion de la valeur ajoutée totale à travers les branches :

Dans le cas d'une structure monolithique, une seule branche représenterait l'ensemble de l'industrie. Pour le seul secteur k on a alors $\pi_k = 1$, et pour tous les

autres secteurs $\pi_i = 0$ ($\forall i \neq k$). Sous ces conditions la variance des parts atteint sa valeur maximale $\sigma_\pi^2 = (1/n)[1 - (1/n)] = (n-1)/n^2$.

Inversement, dans le cas d'une diversité extrême de la structure industrielle, chaque secteur a la même part dans la valeur ajoutée totale. Donc toutes les π_i ont la même valeur $\pi_i = (1/n) \forall i$. La variance des parts atteint son minimum $\sigma_\pi^2 = 0$ puisque $\sum(\pi_i)^2 = n(1/n^2) = 1/n$.

La variance est normalisée par sa valeur maximale qui correspond au cas de monolithisme. Ainsi elle varie entre 0 et 1. 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 RÉELS DE LA COMPÉTITIVITÉ :
PERFORMANCES PRODUCTIVES DE L'INDUSTRIE
LUXEMBOURGEOISE ET DIVERSIFICATION
INDUSTRIELLE**

*Arnaud BOURGAIN
Patrice PIERETTI*

Introduction

Cette étude représente le prolongement et l'approfondissement de certains aspects du projet COMPETE 1 du CRP-CU (CREA) qui consistait en une définition et une analyse globale et sectorielle de différents indicateurs de compétitivité de l'industrie luxembourgeoise et permettait finalement d'évaluer le degré de dépendance des prix de l'industrie luxembourgeoise vis-à-vis des prix étrangers (Krecké, Pieretti, *Cahier économique n°89 du STATEC*, 1997). La démarche précédemment suivie ainsi que les éléments approfondis dans cette recherche respectent le schéma général de l'analyse de la compétitivité présenté de ce rapport.

Selon cette approche, un indicateur de marge unitaire (marge sur coût salarial) permet d'expliquer l'évolution de la rentabilité unitaire des différentes branches industrielles et d'en identifier les composantes internes : évolution des salaires, productivités des facteurs de production... Puis, un indicateur de compétitivité générale décrit les variations des coûts salariaux unitaires relativement aux prix des concurrents étrangers. Il permet de prendre en compte les sources externes de compétitivité : prix étrangers, taux de change. Mais surtout, il est possible à partir de ces indicateurs d'estimer la marge de manoeuvre des différentes branches dans la fixation des prix. Ainsi, si les entreprises nationales sont entièrement contraintes par les prix étrangers (hypothèse de price taker, usuelles pour les petits pays), l'indicateur marge se confond avec l'indicateur général de compétitivité. Cette situation est effectivement observée pour le secteur sidérurgique à partir d'une analyse économétrique appliquée à l'industrie luxembourgeoise. Par contre, pour les autres branches industrielles luxembourgeoises, le degré de dépendance face aux prix des concurrents étrangers apparaît plus faible, les coûts unitaires influencent pour une part non négligeable la fixation des prix.

Au cours de cette première analyse, l'efficacité du système productif et donc l'évolution de la productivité a été abordée comme les autres éléments déterminant la compétitivité (mode de fixation des salaires, charges sociales, variations du taux de change). Mais son importance apparaît telle pour la détermination à plus long terme d'une compétitivité plus structurelle, que ce sujet mérite des approfondissements particuliers.

Le lien entre la productivité et la compétitivité d'une industrie ou d'un pays apparaît de plus en plus étroit dans la littérature économique. Ainsi, des approches récentes considèrent qu'un secteur industriel est compétitif s'il est capable de remporter des succès dans le commerce international grâce à sa productivité tout en maintenant de hautes rémunérations du travail (Dollar D., Wolff E., 1993.). Comment se justifie cette proposition ?

Sur le plan international, alors que dans les années soixante, les différences de coûts unitaires étaient principalement déterminées par les différences de coûts salariaux nominaux, depuis les années quatre-vingt, l'évolution de la productivité (et en particulier la productivité totale des facteurs) semble être le facteur dominant (Dollar D., Wolff E., 1993.). L'analyse de la productivité serait davantage pertinente au niveau d'entreprises ou au niveau d'une branche. A l'échelle d'un pays, ce sont les gains de productivité de certaines branches qui ont favorisé la compétitivité. Cette compétitivité n'est donc plus

générale mais dépend de la position compétitive dans différentes branches ; ces « branches leaders » n'étant d'ailleurs pas forcément des industries de hautes technologies mais simplement des branches dans lesquelles la croissance de la productivité a été la plus importante. S'interroger sur la compétitivité d'espaces régionaux ou nationaux reste cependant essentiel car cela permet de mieux comprendre l'articulation de ces espaces au processus de mondialisation, et ainsi d'appréhender les contraintes et les opportunités qui influencent le développement inégal des régions ou des nations (Humbert 1997). Dans ce contexte, se focaliser sur la productivité permet de comprendre que la recherche de la compétitivité que mènent les nations n'est pas un jeu à somme nulle (CEPII, 1998). Les gains de productivité d'un système productif national ne se font pas au détriment des autres, c'est un progrès qui peut bénéficier aussi aux autres nations.

Les résultats de la précédente étude du CRP-CU sur la compétitivité de l'industrie luxembourgeoise confirment le rôle crucial de l'évolution de la productivité sur la rentabilité. Ainsi, depuis 1977, les gains de productivité de l'industrie luxembourgeoise ont fait plus que compenser les augmentations de coût salarial. Etant donné la structure réglementaire du marché du travail qui implique, comme dans la plupart des pays, une certaine rigidité des salaires, la seule possibilité pour les entreprises de réduire leurs coûts passe par l'amélioration de la productivité. De plus, les secteurs industriels qui ont connu les plus faibles marges en moyenne sur une période récente se caractérisent également une quasi-absence de gains de productivité apparente du travail (Krecké, Pieretti, 1997). Plus les branches sont « price taker », plus la productivité jouera un rôle crucial parmi les facteurs de la compétitivité car dans ce cas, les branches sont dans l'impossibilité de répercuter dans leur prix de vente d'éventuelles augmentations de coût salarial.

Par ailleurs, les facteurs internes (coût du travail, productivité) semblent avoir une importance croissante par rapport aux facteurs externes (taux de change, prix internationaux). Si cette constatation est aisément admise pour les grands pays (Krugman, 1994), on pourrait penser que dans un très petit pays ouvert, les facteurs internationaux ont davantage d'influence. Or, si une économie de très petite dimension exporte la plus grande part de sa production, la plupart des biens intermédiaires et biens de consommation sont importés. Pour cette raison, la variation du taux de change a moins de répercussion. Ainsi, l'amélioration de la compétitivité-prix obtenue grâce à la dépréciation de la monnaie serait rapidement neutralisée par la détérioration de la compétitivité-coût. Comme le constate l'étude du CRP-CU (CREA), sur un grand nombre d'années, la compétitivité de l'industrie luxembourgeoise semble avoir été déterminée en grande partie par les facteurs internes, et en particulier par des gains de productivité (Krecké, Pieretti, 1997).

Ces différents éléments plaident en faveur d'une étude de l'évolution d'indicateurs de la productivité de l'industrie luxembourgeoise ainsi que d'une recherche de leurs déterminants. *Dans une première partie* les différents indicateurs de productivité sont calculés pour l'industrie. Outre l'évolution des productivités apparentes du travail et du capital, le calcul de la production totale des facteurs permet de prendre en compte l'interdépendance des facteurs de production dans le processus de croissance. Ces indicateurs font notamment apparaître des spécificités propres à l'industrie luxembourgeoise. Parmi celles-ci,

l'évolution de la productivité apparente du travail s'explique essentiellement par la croissance du progrès technique, l'effet de la substitution des facteurs dans l'évolution de la productivité du travail apparaissant très faible.

La seconde partie est consacrée à la présentation de nos travaux portant sur la recherche de déterminants des gains de productivité. L'enjeu est en particulier d'évaluer dans quelle mesure l'implantation de nouvelles entreprises industrielles ainsi que le processus de diversification industrielle sont susceptibles d'accroître les performances du système industriel. La concurrence entre les sites de production pour l'attrait des investissements étrangers donne une importance particulière à cette question pour une très petite économie ouverte.

1 - Indicateurs de productivité de l'industrie luxembourgeoise

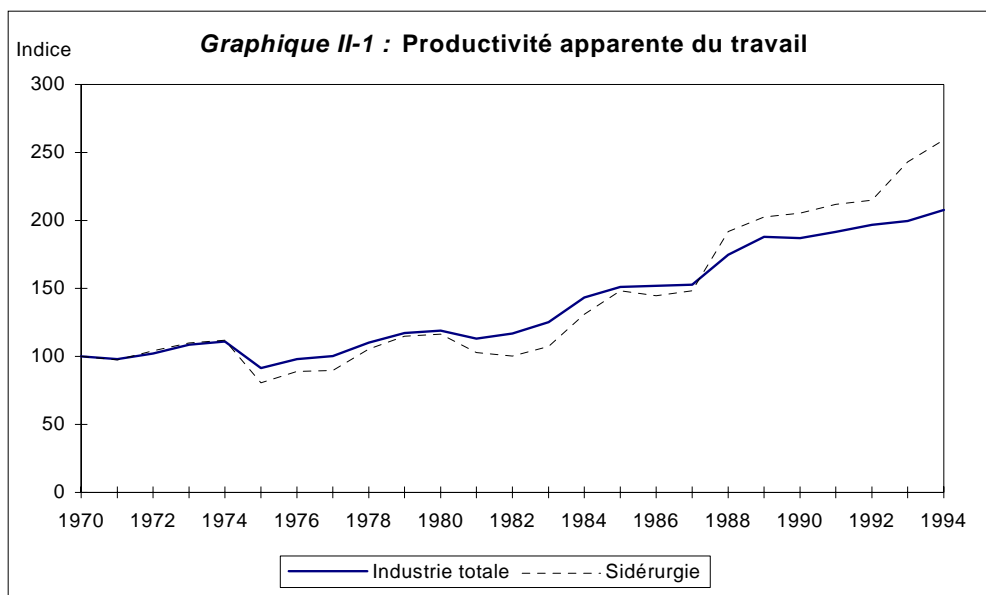
Il n'existe pas de définition unique de la productivité. Celle-ci est définie par référence aux différents facteurs de production qui sont associés dans une fonction de production. La démarche la plus usuelle est de présenter les productivités apparentes du travail ou du capital, c'est-à-dire les productivités apparentes partielles. Il s'agit simplement du rapport entre la valeur ajoutée (en volume) et la quantité de facteurs utilisés. Les sources d'évolutions de ces productivités partielles sont analysées afin de relever les tendances marquantes de la productivité de l'industrie luxembourgeoise. Cependant, ces mesures ne constituent pas une mesure globale des économies permises par le progrès technique, usuellement défini comme le rapport entre le volume de la valeur ajoutée réalisée et le volume de l'ensemble des facteurs mis en oeuvre à cet effet (productivité totale des facteurs).

1.1 - Productivité du travail

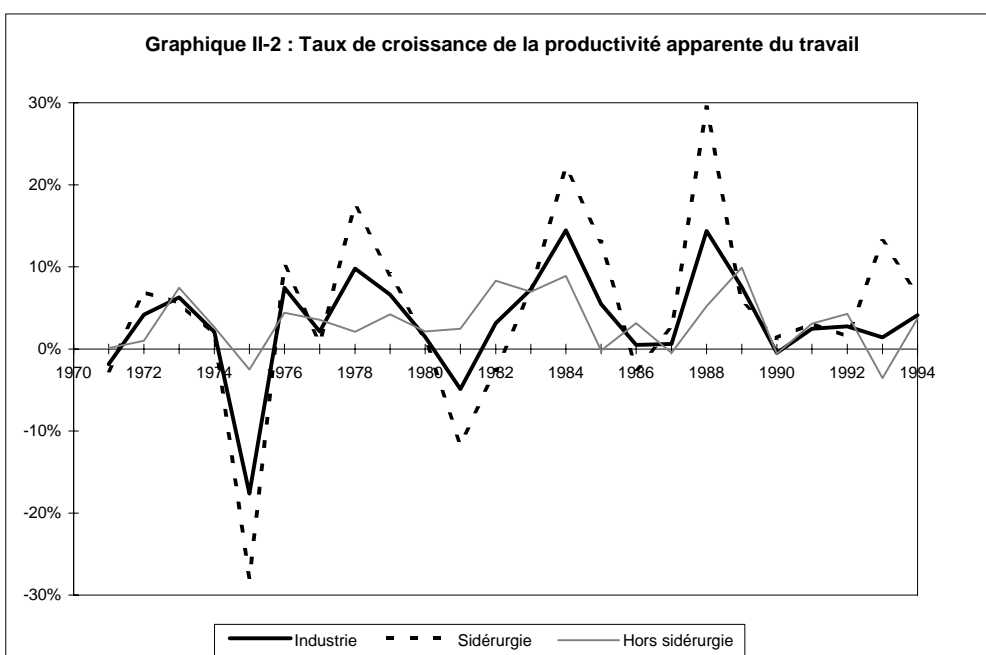
• Une évolution de l'emploi amortie par rapport à celle de la valeur ajoutée

L'évolution de la productivité apparente du travail de l'industrie luxembourgeoise est très influencée par l'importance de la branche sidérurgique. Dans l'ensemble de l'industrie, mais encore davantage dans l'industrie sidérurgique, l'évolution de l'emploi est amortie par rapport à celle de la valeur ajoutée. Cette observation en matière de productivité est courante (Duchêne, Forgeot, Jacquot, 1997), l'inertie de l'emploi face aux variations de la demande confère à la productivité apparente du travail un caractère pro-cyclique (graphique II-2) et nécessite alors pour sa spécification économétrique un modèle à correction d'erreurs (Guarda, Pieretti, 1999, pour le Luxembourg).

La variation annuelle de la productivité est plus heurtée dans la sidérurgie que dans le reste de l'industrie. Ainsi, les chocs qui ont touché ce secteur (1974, 1981) apparaissent clairement dans l'indicateur de productivité du travail. Toutefois, un redressement de la productivité du travail se dessine assez nettement pour l'ensemble de l'industrie à partir de 1983-1984 ; cette observation peut être relevée dans d'autres pays européens (Fleurbaey, Joly, 1990).



Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

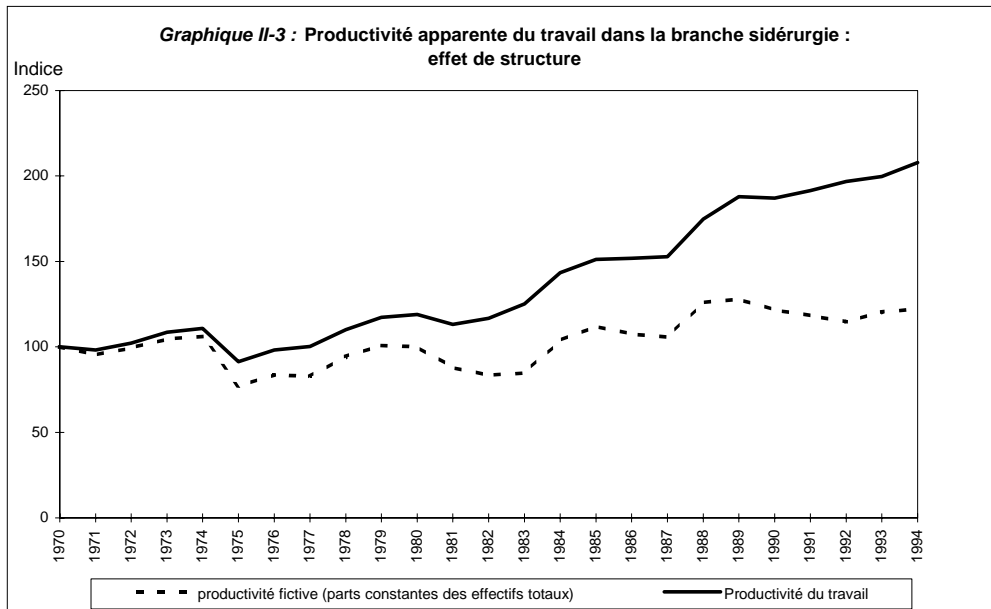


Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

• Productivité du travail et effets de structure

Afin d'apporter des précisions sur l'évolution de la productivité apparente du travail d'une branche et notamment celle de la sidérurgie, il est possible de

dégager de cette évolution l'effet de structure dû à la répartition du facteur travail dans l'industrie. Ainsi, le graphique II-3 compare l'évolution de la productivité du travail observée à celle, fictive, qui aurait résultée d'un maintien de la répartition entre les branches des effectifs de la période d'origine. L'écart entre ces deux courbes montre l'effet de la réduction importante des effectifs de la sidérurgie sur l'accroissement de sa productivité apparente du travail. Ce type d'analyse souligne l'utilité d'une décomposition sectorielle des évolutions de productivité tout en tenant compte de la part de chacune des branches dans l'ensemble de l'industrie (Bourgain, Pierretti, 1998).



Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

• Productivité horaire du travail

L'indicateur de productivité apparente du travail ne tient compte ni du taux d'utilisation du facteur, ni de la durée d'utilisation. Or, ces paramètres sont souvent essentiels pour expliquer la source de l'évolution de la productivité d'un facteur de production. La productivité du travail peut donc être corrigée de la durée annuelle du travail (H), dont les données ne sont disponibles pour l'industrie luxembourgeoise que depuis 1980.

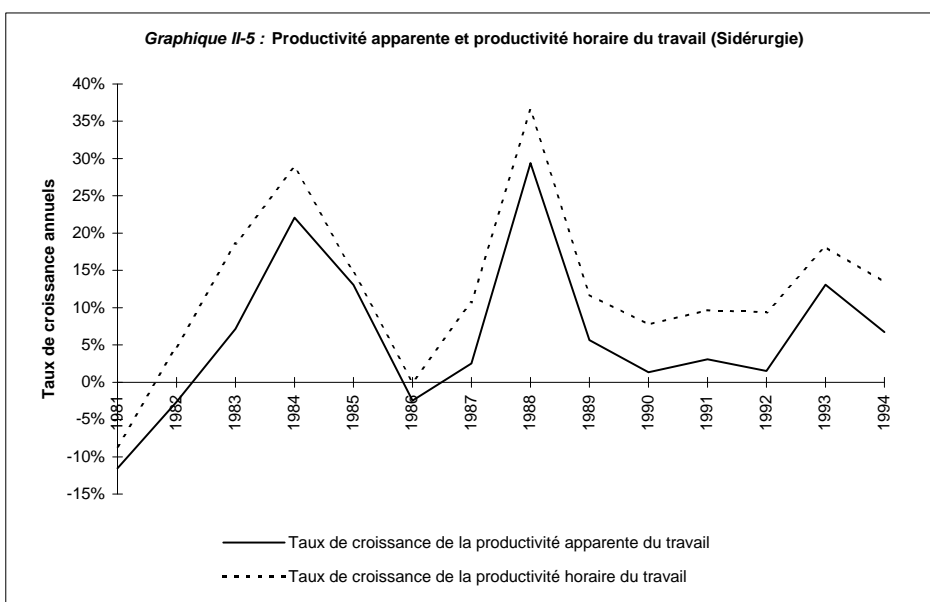
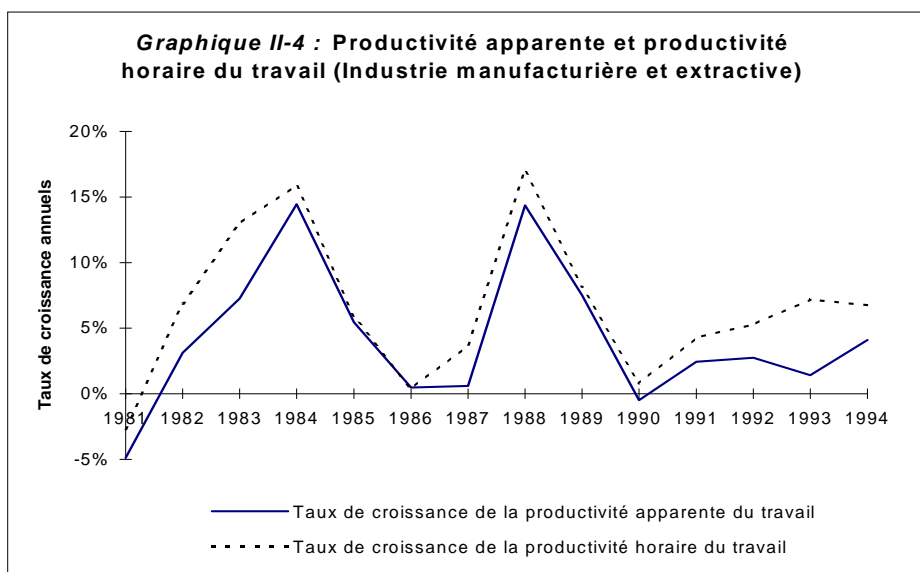
$$(1) \quad \Pi_L^* = \frac{VA_q}{L \cdot H} = \frac{VA_q}{L^*}$$

avec : L^* : nombre d'heures travaillées

$$L^* = L \cdot H \text{ (volume du travail * durée annuelle du travail)}$$

En taux de croissance:

$$(2) \quad \hat{\Pi}_L^* = \hat{\Pi}_L - \hat{H}$$



Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

Le taux de variation de la productivité horaire de l'industrie manufacturière excède systématiquement celui de la productivité apparente depuis les années 80 (Graphique II-4), sauf entre 1984 et 86, et vers 1989, où les deux indicateurs de productivité ont des taux de croissance très proches. L'écart entre croissance des productivités horaire et apparente est particulièrement marqué depuis 1990, ce qui souligne l'effet de la réduction du temps annuel de travail. De même pour la sidérurgie, la productivité horaire croît plus rapidement que la productivité

apparente (*Graphique II-5*). Et dans cette branche, l'écart entre les deux courbes est plus grand pour la sidérurgie que pour l'ensemble de l'industrie.

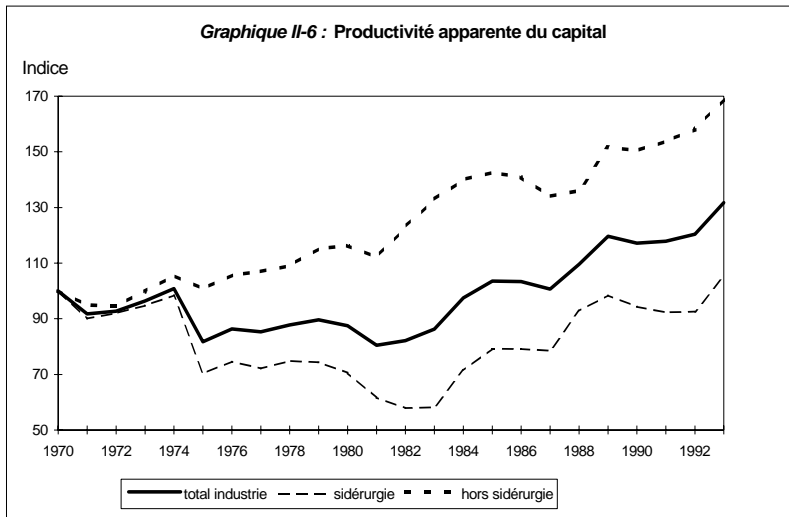
D'autres éléments concernant le facteur travail pourraient être pris en compte afin de déterminer les sources de la croissance de la productivité du travail. Ainsi, sur une période suffisamment longue, la qualité du travail joue un rôle dans l'explication de l'évolution de productivité de ce facteur. Et donc, le niveau d'instruction, de qualification, d'ancienneté mériteraient des analyses statistiques.

1.2 - Productivité du capital

L'indicateur de productivité apparente du capital, c'est-à-dire de la valeur ajoutée par unité de capital (ces deux grandeurs étant évaluées à prix constants) est d'un usage moins courant que la productivité apparente du travail. En effet, contrairement au facteur travail, il n'y a pas de recensement du stock de capital, ce qui rend sa mesure délicate. La comptabilité nationale pratique la méthode de « l'inventaire permanent » qui consiste à déclasser les investissements suivant une loi statistique (log-normale) aux paramètres inchangés dans le temps. Cette méthode néglige ainsi l'impact de la situation économique et donc des restructurations industrielles sur le calcul des déclassements (Mayo, Reynaud 1995). Une telle prise en compte modifierait probablement les données par exemple pour la branche sidérurgique.

• Un redressement de la productivité apparente du capital depuis les années 80

L'évolution de la productivité du capital de l'ensemble de l'industrie luxembourgeoise est très marquée par celle de la sidérurgie, industrie lourde, donc intensive en capital. Après la baisse consécutive à la crise de 1975, le redressement observé de la productivité du capital depuis le début des années 80 peut être attribué à la baisse de l'accumulation du capital dans la sidérurgie à cette période. Cependant, l'évolution de la productivité apparente du capital peut être très sensible aux fluctuations conjoncturelles de l'activité.



Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

• **Effets du taux et de la durée d'utilisation du capital**

Comme la productivité apparente du travail, qui peut être corrigée par la durée du temps de travail, la productivité du capital devrait être ajustée par le taux d'utilisation des capacités de production (TUC) qui est un bon indicateur des fluctuations conjoncturelles de l'activité, ainsi que par la durée d'utilisation des équipements, qui peut être approximée par la durée annuelle de travail. Les données luxembourgeoises permettent de telles corrections depuis 1980.

$$(3) \quad \Pi_K^* = \frac{VA_q}{K \cdot TUC \cdot H} = \frac{VA_q}{K^*}$$

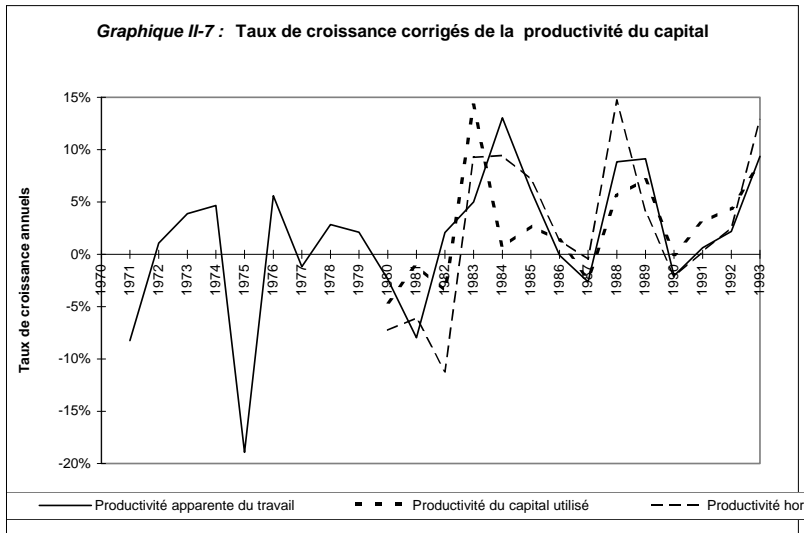
avec : Π_K^* : productivité horaire du capital utilisé

H^* : nombre d'heures d'utilisation du capital

$$K^* = K \cdot TUC \cdot H$$

Le taux d'utilisation des capacités de production de l'industrie est mesuré à partir des « marges de capacités de production disponible avec embauche évaluées par les entreprises » notées MCE :

$$(5) \quad TUC = \frac{1}{1 + MCE}$$



Source : données STATEC, calculs CREA (CRP-CU)

Les corrections par le taux d'utilisation du capital (TUC), apportées depuis 1980, permettent notamment de constater qu'un taux de croissance de la productivité apparente du capital plus faible que le taux de croissance de la productivité du capital *utilisé* est dû à la baisse du TUC (en 1981, 1983 et au début des années 90). Un accroissement du degré d'utilisation du capital a provoqué la situation inverse en 1984, 1985 et à la fin des années 80.

Il est également possible de tenir compte de la durée d'utilisation du capital en corrigeant la productivité du capital utilisé par le nombre d'heures de travail presté, en faisant l'hypothèse que le nombre moyen d'ouvriers par poste ne change pas. Ainsi, entre 1990 et 1992, la baisse de la durée d'utilisation compense l'accroissement pour les mêmes années du taux d'utilisation du capital. Il convient cependant d'utiliser ces deux corrections avec prudence, car elles peuvent être en partie redondantes si lors des enquêtes d'estimation du degré d'utilisation du capital, les chefs d'entreprises intègrent dans leurs réponse une modification éventuelle de la durée d'utilisation (Fleurbaey, Joly, 1990).

1.3 - Productivité totale des facteurs

Les productivités apparentes de chacun des facteurs, respectivement Q/L et Q/K sont partielles car elles évaluent de façon isolée les contributions de chacun de ces deux facteurs de production. Or l'interdépendance de ces facteurs dans le processus de croissance nous incite à mesurer une productivité totale (ou globale) des facteurs. Ceci implique de rapporter l'output (production ou valeur ajoutée) à un indice synthétique (combinaison) du volume des facteurs, c'est l'objet de la productivité totale des facteurs.

Le calcul de la productivité totale des facteurs

Considérons une fonction de production à rendements d'échelle constants :
 $Q(t) = A(t) \cdot F[K(t), L(t)]$

avec : $Q(t)$, la valeur ajoutée en volume⁶

$A(t)$, un paramètre de déplacement de la fonction de production

$F[\dots]$, un indicateur global d'inputs

La productivité totale des facteurs P_F (qui coïncide avec A) est égale au rapport entre le volume de l'output Q et le volume des facteurs F :

$$P_F = \frac{Q_t}{F[K(t), L(t)]}$$

Exprimée en taux de croissance, la fonction de production devient:

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + (1-\alpha) \cdot \frac{\dot{K}}{K} + \alpha \cdot \frac{\dot{L}}{L} \quad \text{avec} \quad 1-\alpha = \frac{AF_K K}{Q} \quad \text{et} \quad \alpha = \frac{AF_L L}{Q}$$

Le taux de croissance de la PTF s'écrit alors :

$$\frac{\dot{\Pi}_F}{\Pi_F} = \frac{\dot{Q}}{Q} - \left[(1-\alpha) \cdot \frac{\dot{K}}{K} + \alpha \cdot \frac{\dot{L}}{L} \right]$$

En symbolisant le taux de croissance par $\hat{}$ on peut écrire :

$$\hat{\Pi}_F = \hat{q} - (1-\alpha)\hat{k} \quad \text{avec} \quad q = \frac{Q(t)}{L(t)} \quad \text{et} \quad k = \frac{K(t)}{L(t)}$$

Pour rendre calculable la productivité totale des facteurs, il faut admettre que les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale, condition habituelle pour des entreprises « price-takers » en concurrence parfaite. Par conséquent, α devient la part distributive du travail dans la valeur ajoutée et $1-\alpha$ la part distributive du capital.

Les gains de productivité totale des facteurs se trouvent dissociés des deux facteurs de production et représentent tout ce qui accroît le produit pour un volume de facteurs donnés. Il est souvent d'usage de les attribuer au « progrès technique ». En réalité, ils représentent un résidu prenant en compte tous les éléments non strictement quantitatifs contribuant à l'accroissement de la productivité du travail. Dans ce sens, le progrès technique ne résulte pas seulement de l'amélioration de la qualité de la main d'oeuvre ou du stock de capital (lié à son rajeunissement), mais aussi du progrès dans l'organisation et la gestion des entreprises, ainsi que toute forme d'externalités liées par exemple à la

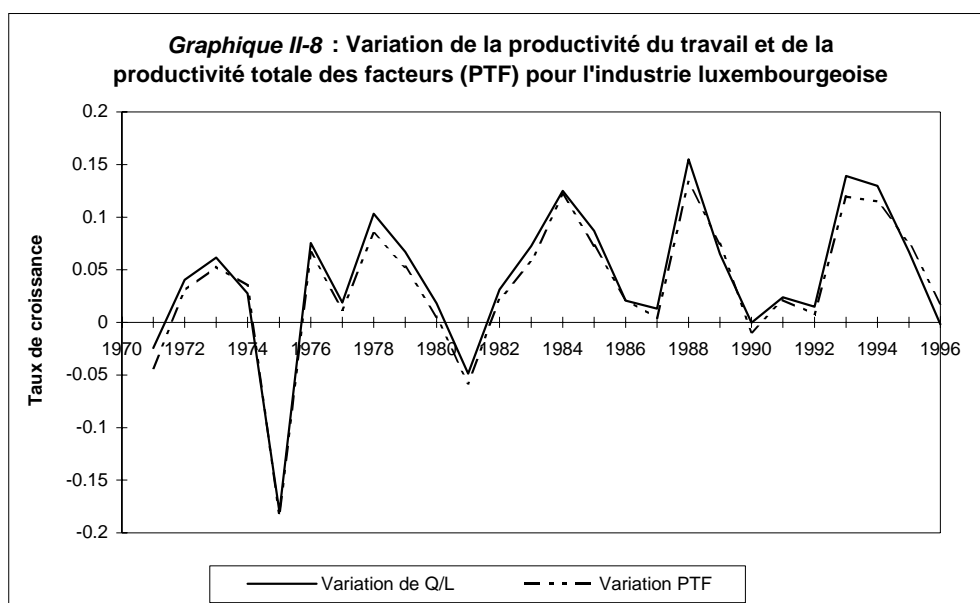
⁶ Il est préférable de mesurer les productivités à partir de la valeur ajoutée et non de la production. Sinon, l'externalisation (recours à la sous-traitance) d'une partie des activités à l'intérieur d'une industrie augmenterait de manière artificielle la productivité de cette même industrie.

proximité, au pooling de main d'oeuvre spécialisée ou à la diffusion de l'information...

- **Evolution de la productivité totale des facteurs : spécificités de l'industrie luxembourgeoise**

Dans la mesure où des données relatives au stock du capital (à prix constants) sont disponibles, cette décomposition permet de calculer pour toutes les branches industrielles la part du taux de variation de la productivité du travail due à la composante technologique (progrès technique) et la part liée à la substitution des facteurs (modification de l'intensité capitaliste). Les évaluations de la productivité du travail et de la productivité totale des facteurs pour l'industrie luxembourgeoise sont présentées dans le graphique II-8.

Dans le cas de l'industrie luxembourgeoise, la croissance de la productivité du travail est en grande partie déterminée par une variation de la productivité totale des facteurs. Il s'agit d'une particularité par rapport à d'autres pays industrialisés (tableau II-1), où une partie importante de la croissance du progrès technique est imputable à la substitution du capital au travail. Sur les différentes périodes observées, la variation de la productivité totale des facteurs représente environ 80 % du taux de croissance moyen de la productivité du travail pour l'industrie luxembourgeoise, alors que cette part est proche de 50 % dans les secteurs industriels d'autres pays (sauf le Royaume -Uni où il est supérieur).



Source : calculs des auteurs à partir de données Eurostat (New Cronos) et STATEC.

Tableau II-1 : Croissance de la productivité du travail et de la productivité totale des facteurs : Industrie manufacturière, en % par an

	1979-88**			1979-95			1970-96		
	\hat{q}	$\hat{\Pi}_F$	$\hat{\Pi}_F/\hat{q}$	\hat{q}	$\hat{\Pi}_F$	$\hat{\Pi}_F/\hat{q}$	\hat{q}	$\hat{\Pi}_F$	$\hat{\Pi}_F/\hat{q}$
Luxembourg	5,3	4,2	79,6	5,6	4,8	85,2	4,0	3,3	81,9
France	2,4	1,3	54,1	2,5	1,4	56,0	2,7	1,6	58,6
Italie	5,0	2,0	39,7	4,3	1,8	41,9	4,2	2,2	52,8
Allemagne	1,9*	0,7*	36,8	2,1**	1,2**	57,1			
Belgique	2,1*	1,1*	52,4						
R.U.	2,6*	1,9*	73,1	4,1**	3,2**	78,0			
Etats-Unis	1,6*	0,7*	43,8	2,6**	1,7**	65,4			
Japon	3,1*	1,8*	58,1	4,4**	2,0**	45,5			

Sources : calculs des auteurs à partir de données Eurostat (New Cronos)
et : * : CRAFTS 1992, ** : CEPII 1998.

Abréviations : \hat{q} : Taux de croissance de la productivité du travail
 $\hat{\Pi}_F$: Taux de croissance annuel de la productivité totale des facteurs

2 - Performances productives et diversification industrielle

2.1 - Effets de complémentarité induits par les nouvelles implantations industrielles

Selon les approches traditionnelles de croissance, telle que celle de R. Solow (1956), une croissance par tête entretenue par la simple accumulation quantitative de facteurs de production est vouée à s'étioler sous l'influence de la loi des rendements marginaux décroissants. Par conséquent, l'évolution de la PTF est seule capable de sous-tendre un sentier de croissance durable. Dans ces modèles de croissance, le calcul de l'évolution de la PTF permet d'obtenir un indicateur de progrès technique. Mais cette décomposition ne spécifie pas l'origine du progrès technique qui est donc supposée exogène, comme un « don de la nature ».

Au cours des dernières années, cette analyse a été critiquée par un certain nombre d'économistes, dont Romer (1986), et Lucas (1988) qui ont développé les modèles de croissance endogène. L'idée centrale de cette nouvelle approche est que la croissance ne résulte pas d'un facteur exogène, mais de l'augmentation cumulative d'un facteur endogène qui représente le stock de connaissances engendré par l'investissement dans le (premier) modèle de Romer et le capital humain dans le modèle de Lucas. L'idée qu'une partie du progrès technique est engendrée de façon endogène par le développement des connaissances n'est pas nouvelle. Selon Arrow (1962), le volume des connaissances est positivement lié au stock de capital, étant donné que les nouveaux équipements incorporent en partie les résultats des dernières innovations technologiques. Les entreprises accumulent par conséquent du savoir en investissant. Cet effet d'apprentissage sur la productivité est parfois décrit comme un processus de « learning by doing »⁷ ou de « learning by investing »⁸ qui constitue une externalité technologique pour l'ensemble de l'économie. Le progrès technique devient ainsi endogène à l'économie entière⁹ et se développe avec l'accumulation du capital. Une part importante du résidu de Solow serait alors attribuable à l'investissement plutôt qu'à un progrès technique exogène qui reste inexplicé. Dans les modèles de croissance endogène, le capital total : capital physique pour Arrow (1962) et Romer (1986), capital humain pour Uzawa (1965)¹⁰ et Lucas (1988), est considéré comme un indicateur des connaissances diffusées dans l'économie. C'est ce facteur qui est à l'origine des rendements croissants.

⁷ ARROW K.J. (1962)

⁸ BARRO R.J., SALA-I-MARTIN X., *Economic Growth*, (1994)

⁹ Dans les modèles de croissance endogène, les firmes sont supposées incapables de s'approprier les connaissances générées comme sous-produit de leurs investissements en capitaux nouveaux.

¹⁰ En effet, on peut montrer que l'offre de travail est proportionnelle au produit du capital humain et du taux de croissance de la population. Une croissance de la population engendre une croissance de l'output.

La formalisation du progrès technique

Soit un secteur industriel composé de n firmes avec des fonctions de production de la forme Cobb-Douglas :

$$Q_i = A \cdot L_i^\alpha \cdot K_i^{1-\alpha} \quad \text{avec } i = 1, 2, \dots, n$$

Puisque le progrès technique se développe avec l'accumulation du capital, le niveau des connaissances techniques (A) s'écrit en fonction du stock de capital K :

$$A = b \cdot K^\beta \quad \text{avec } b > 0, \beta > 0$$

La production (Q_i) de la firme i (ou d'une branche d'activité) est fonction d'une part de son stock de capital (K_i) et d'autre part du stock de capital total (Arrow, Romer).

En supposant que les n firmes individuelles maximisent leur profit dans des conditions données, on peut aboutir à la fonction de production agrégée :

$$Q = A \cdot L^\alpha \cdot K^{1-\alpha} \quad \text{où } A = b \cdot K^\beta \quad \text{avec } L = \sum_{i=1}^n L_i, \quad Q = \sum_{i=1}^n Q_i \quad \text{et } K = \sum_{i=1}^n K_i$$

Il y a alors, au niveau agrégé, des économies d'échelles si $\beta > 0$.¹¹

Exprimé en taux de croissance, le progrès technique peut par conséquent être décomposé en une partie endogène ($\beta \cdot \hat{K}$) et une partie exogène ($\hat{\lambda}$) :

$$\hat{A} = \hat{\lambda} + \beta \cdot \hat{K}$$

Dans un champ de recherche voisin, il peut être envisagé des externalités d'un autre genre, qui concernent particulièrement les flux d'idées et d'informations issues d'une interaction spatiale entre les facteurs humains des différentes entreprises. A partir des idées développées par K. Matsuyama (1995), l'entrée de nouvelles firmes, en créant de plus grandes variétés d'activités, est susceptible d'accroître les rendements à un niveau agrégé. Nos travaux récents tentent de formaliser ce phénomène d'interaction engendré par la multiplicité d'activités industrielles, et parviennent à expliquer une partie de l'évolution de la productivité (Bourgain, Pieretti, 1998). La formulation envisagée (résumée dans l'encadré 3) permet de parvenir à une représentation empirique de cet effet de complémentarité. Les résultats économétriques portant sur l'industrie luxembourgeoise (hors sidérurgie) font apparaître un effet significatif de la diversité des activités nouvelles (variable représentant le nombre d'entreprises industrielles nouvelles) sur la productivité du travail (encadré 3). Ces résultats confirment une réflexion intuitive qui considère que la présence d'un grand nombre d'entreprises formant un système industriel améliore l'efficacité de l'ensemble du système.

¹¹ Si $0 < \beta < 1$ (modèle de ARROW) : au delà de l'état stationnaire, il n'y a plus de croissance dans l'économie, ni d'accumulation de capital (sauf pour entretien et remplacement). Ce modèle est incapable de générer une croissance endogène.

Si $\beta = 1$, (Modèle de ROMER) : il y a croissance illimitée (par opposition au modèle de Solow) du produit et du revenu par tête. Dans ce cas de figure, l'output agrégé est proportionnel au capital.

Effets de complémentarité et incidence sur la productivité : application à l'industrie manufacturière luxembourgeoise :

A partir d'une fonction Cobb-Douglas, $Q_i = A.L_i^\alpha.K_i^{1-\alpha}$ avec $i = 1, 2, \dots, n$, nous pouvons obtenir la fonction agrégée suivante¹² :

$$Q = A.L^\alpha.K^{1-\alpha} \quad \text{avec} \quad A = b.M^\beta$$

où M représente le nombre d'entreprises et b peut refléter l'ampleur des interactions informationnelles appelés aussi « effets de complémentarité » (Bourgain, Pieretti 1998).

Une fonction de demande de travail conditionnelle agrégée, puis une fonction de productivité du travail peuvent être déduites d'un programme d'optimisation des coûts de production par chaque entreprise (masse salariale et coût total du capital) pour un niveau de produit donné. Le taux de salaire et le coût d'usage du capital sont donnés (le marché des facteurs est supposé parfaitement concurrentiel. Le produit Q est également considéré comme exogène, cette contrainte de débouchés étant fortement déterminée dans une très petite économie ouverte par la demande internationale. Linéarisée, la fonction de productivité du travail s'écrit :

$$\ln \frac{Q}{L} = \ln L_0 + \alpha \ln \left(\frac{w}{r} \right) + \beta \ln M + \gamma \ln Q$$

A partir de séries portant sur l'industrie manufacturière luxembourgeoise, il est possible de tester empiriquement cette fonction de demande de travail et d'en déduire une régression expliquant la productivité du travail.

Les données sont annuelles (1970-1997) et concernent l'industrie manufacturière luxembourgeoise (hors sidérurgie) :

L_t : nombre d'emplois dans l'industrie luxembourgeoise hors sidérurgie.

Q_t : production en volume mesurée ici par valeur ajoutée (au prix de 1985) du secteur industriel hors sidérurgie.

W_t : taux de rémunération réelle de l'emploi dans le secteur industriel hors sidérurgie (déflaté par l'indice de prix de la valeur ajoutée de ce même secteur).

M_t : nombre d'entreprises nouvelles créées au Luxembourg après 1970 (nettes des disparitions) dans le cadre de la politique de diversification industrielle (données du ministère de l'Economie).

Le test de stationnarité des variables utilisées (test de Dickey Fuller) conclut à égalité dans les degrés d'intégration de nos variables, indispensable pour envisager une relation de co-intégration. Ceci permet d'appliquer un modèle à correction d'erreur dont les coefficients peuvent être estimés par les méthodes des moindres carrés ordinaires :

$$D \ln Q_t / L_t = c_1 + c_2 D \ln Q_t + c_3 D \ln W_t + c_4 D \ln M_t + c_5 \ln L_{t-1} + c_6 \ln Q_{t-1} + c_7 \ln W_{t-1} + c_8 \ln M_{t-1}.$$

¹² Les rendements constants à l'échelle sont vérifiés empiriquement pour l'industrie luxembourgeoise hors sidérurgie, dans Bourgain, Pieretti (1998).

Le caractère peu significatif des coefficients du rapport des rémunérations des facteurs nous a conduit à remplacer cette variable par la rémunération du seul facteur travail. Cette substitution ne compromet pas la robustesse de l'estimation, les autres coefficients estimés n'étant pas sensiblement modifiés.

Les résultats de la régression sont améliorés par l'introduction d'une variable dummy pour l'année 1984 qui correspond à un changement de séries statistiques.

La première régression aboutit à un coefficient de Q très proche de zéro et peu significatif, le test de Wald est cohérent avec l'hypothèse nulle d'égalité de ce coefficient par rapport à l'unité. Une seconde régression est alors testée sans la variable Q, et conduit à des estimations très proches et avec un plus grand degré de précision que les premières.

Tableau : Estimation de la régression dynamique de la productivité du travail
Variable expliquée : $\Delta(q-\ell)$ Echantillon : 1971-1997, nombre d'observations : 27

Variables	Régression 1		Régression 2	
	Coefficient	(t-Stat.)	Coefficient	(t-Stat.)
Δq	0,7228	(10,67)***	0,6963	(11,10)***
Δm	0,2338	(2,25)**	0,3054	(3,85)***
C	-0,7831	(-2,49)**	-0,5665	(-2,42)**
$(q-\ell)_{-1}$	-0,4258	(-4,32)**	-0,3516	(-5,20)***
q_{-1}	0,0714	(1,03)		
w_{-1}	0,1439	(4,16)***	0,1520	(4,50)***
m_{-1}	0,1554	(2,84)***	0,1568	(2,85)***
D84	0,0302	(2,13)**	0,0227	(1,87)*
R^2	0,93		0,93	
R^2 ajusté	0,91		0,91	
DW	2,16		2,37	
F-statistique Prob(F-stat.)	41,00 (0,00)		47,51 (0,00)	
Test Breusch- Godfrey (LM)(2) Prob(F-stat.)	0,2638 (0,77)		0,6653 (0,53)	

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

L'écriture des variables en minuscule correspond à leur expression en logarithmes

L'absence d'autocorrélation des résidus a été vérifiée à l'aide du test de Breusch-Godfrey (LM), plus adapté aux modèles comprenant des variables décalées que le test Durbin-Watson. L'estimation de l'expression dynamique de la relation aboutit à un coefficient de correction d'erreur de 43 % pour la première

régression et de 35 % pour la seconde au cours d'une période, ce qui indique un ajustement assez rapide. De plus, ce coefficient apparaît très significatif (voir t-stat) et avec le bon signe, ce qui est nécessaire pour confirmer l'hypothèse de co-intégration des variables¹³.

Les estimations de la fonction de productivité du travail (avec la seconde régression) conduisent à cette relation de long terme :

$$Q/L = e^{-2,55} W_t^{0,43} M_t^{0,45}$$

Conformément aux hypothèses habituelles, la variable rémunération du travail est de signe positif, c'est-à-dire négatif sur la demande de travail. Il apparaît que la variable M indiquant la variété des entreprises dans l'industrie manufacturière luxembourgeoise (hors sidérurgie) a un impact significativement positif sur la productivité apparente du travail. L'élasticité de cette productivité par rapport à M s'élève à 0,45. Cette estimation indique la présence d'un effet de complémentarité externe qui influe sur la productivité du travail. *Chaque fois que la diversification industrielle augmente de 10 % (mesurée par M), la productivité du travail s'accroît de 4,5 %.*

Nos résultats empiriques s'inscrivent dans le cadre de travaux récents dont le but est de mesurer les différents types d'externalités informationnelles. Ils sont proches de ceux de Glaeser et al. (1992) et ceux de Henderson, Kuncoro et Turner (1995) qui portent sur la concentration d'activités dans un échantillon de villes. Et plus particulièrement, ils confirment le schéma envisagé par Peri (1998) dans lequel, à une phase de spécialisation succéderait une seconde phase de déspecialisation des régions les plus dynamiques ; Paci et Usai (1997) obtenant par ailleurs une corrélation négative (également avec un coefficient de 0,45) entre la spécialisation industrielle et la productivité du travail à partir d'une étude en coupe transversale sur 109 régions de l'Union européenne.

Ce phénomène est lié à la fois à la proximité des activités mais aussi aux apports extérieurs d'investissements directs. Dans une économie très ouverte et de petite taille, comme le Luxembourg, la diversification des activités est en grande partie induite par les investissements directs étrangers. La politique d'attrait d'investissements, d'abord mise en oeuvre pour compenser les pertes d'emplois dues à la crise du secteur dominant (sidérurgie), s'intègre dans une stratégie soucieuse d'une croissance à plus long terme, susceptible d'enclencher un processus cumulatif, entretenu par les apports extérieurs de compétences et d'investissements (Pieretti P., Reinesch G., 1995). Selon les approches de la croissance endogène, l'accumulation de capital humain et de connaissances sous forme d'innovations technologiques peut accroître la rapidité de la croissance à long terme. En matière de croissance, la taille du marché local ne saurait ainsi se substituer à l'importance du degré d'intégration dans l'économie mondiale (Romer

¹³ Test de la régression de co-intégration : test ADF sur les résidus de la régression statique :

$$p_t = b_1 + b_2 q_t + b_3 w_t + b_4 m_t + e_t$$

Stationnarité en niveau des résidus : rejet de H_0 (non stationnarité) : -4,12*** (val critique au seuil de 1 % : -2,65), la constante et le trend ne sont pas significatifs ; nombre de retards : 1.

1990). L'idée sous-jacente est que les flux internationaux de biens et services sont des vecteurs puissants de la diffusion internationale des connaissances technologiques. Sur ce sujet, E. Borensztein, J. De Gregorio, et J.W. Lee (1998) ont récemment mis l'accent sur les flux d'investissements directs en provenance de l'étranger qui se concrétisent par des apports de variétés nouvelles de capitaux physiques véhiculant les connaissances technologiques les plus avancées. Remarquons cependant que le processus de diversification qui en découle ne va pas sans la présence de compétences humaines dans les pays d'accueil. On rejoint ainsi la démarche suivie par R. Lucas (1988), qui fait de l'accumulation du capital humain, en conjonction avec d'autres intrants, le moteur de la croissance à long terme. Ce rôle d'accumulation des compétences est d'autant plus important que des études empiriques portant sur un très grand échantillon de pays (Borensztein E., De Gregorio J., Lee J.W., 1998 ; de Mello L.R. 1999) ont vérifié que les effets positifs des investissements extérieurs sur la croissance dépendaient fondamentalement du niveau de compétence (de capital humain) disponible dans l'économie receveuse. La présence de qualifications permet ainsi d'accroître la capacité d'absorption des investissements directs étrangers.

Dans le cas qui nous concerne, la variable représentant le nombre d'entreprises¹⁴ nouvelles (M) a le mérite de prendre en compte, d'une part les effets d'agglomération engendrés par la diversité des activités et d'autre part, l'expansion du secteur industriel par des implantations étrangères. Ce choix d'indicateur est permis par le fait que l'analyse porte sur une très petite économie ouverte. En effet, l'exiguïté du territoire favorise les externalités de proximité et entraîne un recours prépondérant (Pieretti P., Reinesch G., 1995) à l'investissement direct étranger.

2.2 - La diversification industrielle luxembourgeoise dans le cadre de la concurrence des sites de production

Montrer que la diversité des activités industrielles est un élément favorable à l'efficacité de l'ensemble du système plaide en faveur d'une politique de diversification. De plus, la diversité peut favoriser la compétitivité. D'une part, la diversification réduit la vulnérabilité face aux chocs spécifiques à certaines branches. D'autre part, en considérant que la compétitivité d'une entreprise ou d'un secteur se reflète dans sa capacité à réagir face à l'évolution générale de la conjoncture, la diversification d'une petite économie ouverte apparaît révélateur de sa flexibilité et de sa compétitivité.

¹⁴ Dans un autre contexte, cet indicateur M a été utilisé pour des études portant sur la différenciation des produits, (Oliveira-Martins 1990).

- **Mesure de la diversification industrielle d'un petit espace**

Une mesure appropriée de la diversification industrielle peut mettre en perspective les changements structurels de l'industrie luxembourgeoise depuis le début des années soixante-dix. Les indicateurs construits utilisent les données de la valeur ajoutée de l'ensemble de l'industrie luxembourgeoise découpée en douze branches. Le premier indicateur élaboré (Bourgain A., Guarda P., Pieretti P., 1998), (graphique 1) varie théoriquement de 0 à 1, c'est-à-dire de la situation monolithique extrême à celle où les parts de chaque branche dans la valeur ajoutée totale sont toutes égales (diversification maximale). La pente croissante observée sur le graphique 1 confirme la tendance à la diversification de l'industrie luxembourgeoise sur la période 1970-1995. Nous pouvons également observer l'importance d'un seul secteur (la sidérurgie) dans la valeur ajoutée industrielle totale au début des années 1970. Cette diversification a été obtenue grâce à des taux de croissance des branches hors-sidérurgie plus élevés que dans la sidérurgie, sans pour autant qu'il y ait eu effondrement de cette branche dont la valeur ajoutée exprimée en francs constants est restée stable.

Encadré 4 : Un indicateur de diversification industrielle

Le degré de diversification peut se définir par référence au cas extrême où la valeur ajoutée est concentrée dans une seule branche. L'autre cas extrême consiste en une diversité parfaite telle que chaque branche représente la même part dans la valeur ajoutée totale.

Considérons une industrie composée de plusieurs branches (notées $i = 1 \dots n$). Pour une période donnée, Y_i représente la valeur ajoutée de la branche i . Notons la valeur ajoutée de l'ensemble de l'industrie : $Y = \sum_i Y_i$ (pour la somme de $i = 1 \dots n$). La part de la valeur ajoutée de chaque branche est : $p_i = Y_i/Y$.

La variance σ_π^2 des parts p_i permet de mesurer la dispersion de la valeur ajoutée totale à travers les branches :

Notons que, par définition, $\sum_i p_i = 1$, et donc la part moyenne est la même pour toute distribution des parts : $(1/n)\sum_i p_i = 1/n$.

Selon la définition de la variance,

$$\sigma_\pi^2 = (1/n)\sum_i [p_i - (1/n)]^2 = (1/n)[\sum_i (p_i)^2 - (2/n)\sum_i p_i + n(1/n^2)]$$

$$\sigma_\pi^2 = (1/n)[\sum_i (p_i)^2 - (1/n)]$$

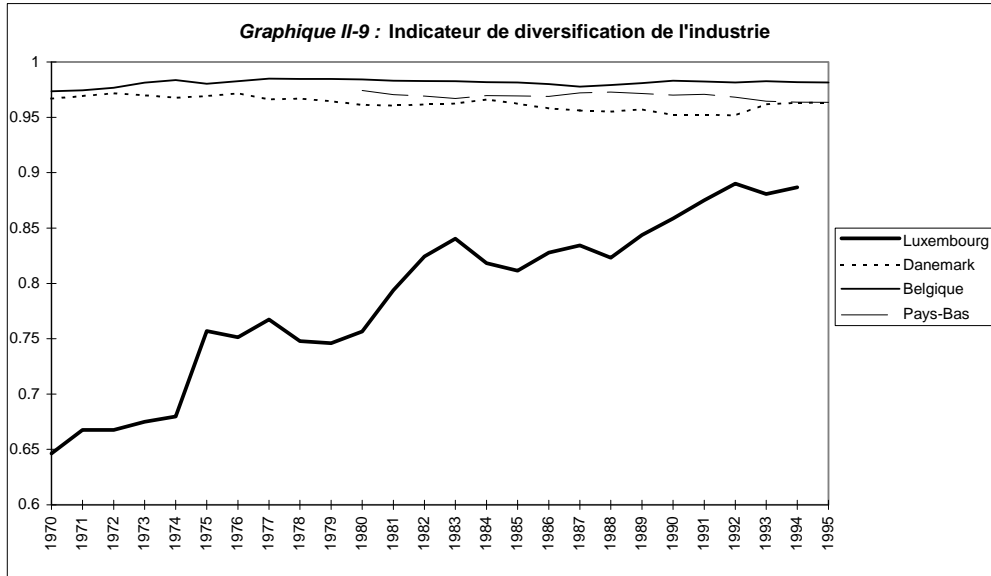
Dans le cas d'une structure monolithique, une seule branche représenterait l'ensemble de l'industrie. Pour le seul secteur k on a alors $p_k = 1$, et pour tous les autres secteurs $p_i = 0$ ($\forall i \neq k$). Sous ces conditions la variance des parts atteint sa valeur maximale $\sigma_\pi^2 = (1/n)[1 - (1/n)] = (n-1)/n^2$.

Inversement, dans le cas d'une diversité extrême de la structure industrielle, chaque secteur a la même part dans la valeur ajoutée totale. Donc toutes les p_i ont la même valeur $p_i = (1/n) \forall i$. La variance des part atteint son minimum $\sigma_\pi^2 = 0$ puisque $\sum_i (p_i)^2 = n(1/n^2) = 1/n$.

Proposons alors l'indicateur « D » de diversification industrielle :

$$D = 1 - \frac{\sigma_{\pi}^2}{(n-1)/n^2}$$

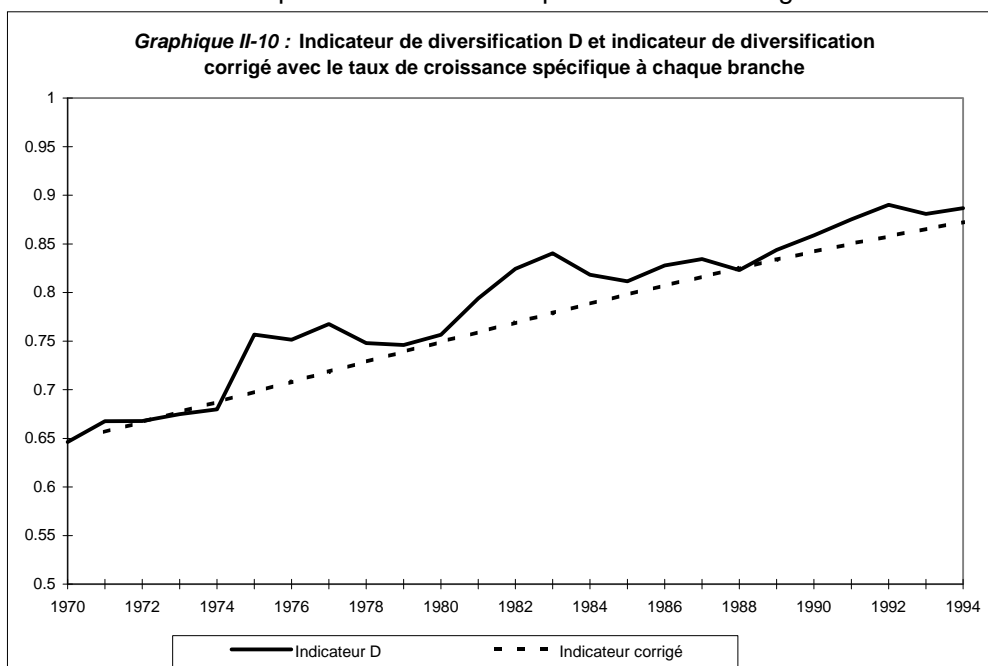
La variance est normalisée par sa valeur maximale qui correspond au cas de monolithisme industriel. Ainsi elle varie entre 0 et 1. En prenant la différence vis-à-vis de l'unité, l'indicateur augmente avec le degré de diversification.



Sources : données Eurostat, calculs CREA (CRP-CU)

Cependant, à ce stade de l'analyse, les données ne permettent pas de déterminer si la tendance observée à une plus grande diversification est de nature structurelle, issue de la croissance tendancielle spécifique à chaque branche ou si elle est influencée par des phénomènes conjoncturels. Et cette question se pose de manière cruciale aux économies de petite taille qui sont davantage soumises aux fluctuations de la conjoncture internationale. Pour tenter de répondre à ce souci, une analyse économétrique dynamique du CRP-CU (CREA) (Bourgain, Pieretti, Guarda, 1998) s'efforce de faire la distinction entre la composante structurelle du taux de croissance, et les composantes conjoncturelles. L'objet de la méthode proposée est d'isoler le taux de croissance de long terme par branche. Ceci permet de « purger » le taux de croissance des fluctuations conjoncturelles et de mieux analyser la différenciation sectorielle des fluctuations au sein d'un même espace économique. Une telle méthode s'inspire en partie de travaux économétriques qui analysent l'asymétrie des chocs en séparant la croissance de la production qui peut être attribuée à un choc spécifique à l'industrie de celle attribuée à un choc spécifique au pays ou à la région (Stockman 1988, Karras 1996, Abraham et van Rompuy 1998). La diversification de l'industrie luxembourgeoise, mesurée par l'indicateur D est ainsi confirmée. Le graphique II-10 montre ainsi un indicateur de diversification recalculé avec des nouvelles parts p_i obtenues à partir des taux de croissance structurels, propres à chaque branche,

à la place des taux de croissance observés. La différence entre les deux courbes représente l'effet des chocs spécifiques sur notre indicateur initial de diversification. L'indicateur « corrigé » est donc épuré de ces effets, et représente ainsi la diversification issue de la croissance structurelle spécifique à chaque branche sur l'ensemble de la période. Dans notre échantillon, l'indicateur initial suit la tendance de l'indicateur purgé d'effets conjoncturels, bien que pour trois périodes, plus perturbées, l'indicateur initial augmente plus rapidement que l'indicateur corrigé. Dans ce cas, l'indicateur initial surestime le niveau de diversification à cause de phénomènes conjoncturels qui ont tendance à favoriser la croissance dans les petites branches et à pénaliser celle des grandes branches.



- ***Enjeux et perspectives de la politique de diversification industrielle dans un contexte de concurrence institutionnelle***

Dans le cadre de l'espace européen, les avantages d'une diversification du tissu industriel par l'attrait de nouvelles compétences et d'investissements extérieurs sont de plus en plus intégrés dans les stratégies des autorités publiques, souvent au niveau régional pour des pays de la taille de la France ou de l'Allemagne. Cette prise de conscience entraîne par conséquent un accroissement de la concurrence dans l'attractivité des sites européens (Standortwettbewerb). Dans ce contexte, quelles sont les perspectives d'une politique industrielle incitative moderne ?

Les règles européennes édictées pour protéger le respect de la concurrence restreignent les aides directes aux entreprises (article 92 du traité de Rome) et sont appliquées de plus en plus strictement. De plus, aucune région

luxembourgeoise n'est considérée « en retard de développement » et ne peut de ce fait bénéficier de dérogations ou d'aides directes de la Commission européenne. Il ne reste par conséquent aux pouvoirs publics locaux ou nationaux que deux moyens principaux pour rendre attractif leur site : la fiscalité et la mise en place d'un environnement favorable à l'installation d'industries. En fait, il est fondamental de bien percevoir ces deux groupes d'instruments comme les deux faces d'une même stratégie.

L'Union européenne, où la mobilité des personnes, des capitaux et des entreprises est facilitée, peut se trouver de plus en plus dans une situation où des sites fixes tentent d'attirer les facteurs de production mobiles (capitaux, travailleurs qualifiés...). Ces comportements sont présentés depuis les travaux pionniers de Ch. Tiebout en 1956 et couramment développés depuis (Siebert H., 1991). Par ce système, dans des conditions de libre circulation, ce sont les arbitrages des ménages mais surtout des entreprises exploitant les différences fiscales, réglementaires et de prix qui pèseront sur les espaces disposant d'une souveraineté dans ces domaines. Ce processus d'action et de réaction entre facteurs mobiles et responsables publics devrait aboutir à une solution approuvée par les résidents (mobiles) de chaque espace, tout en favorisant une plus grande efficacité de l'offre de biens et services publics. Un risque souvent évoqué de ce type de concurrence est d'assister à un processus de désescalade fiscale qui entraînerait une chute de la fourniture de biens et de services publics. Les inégalités pourraient également se creuser entre ceux qui peuvent tirer profit de cadres fiscaux et légaux plus cléments (entreprises à faible coût d'installation, propriétaires de capitaux, travailleurs très qualifiés...) au détriment de ceux qui peuvent plus difficilement se déplacer ou délocaliser leurs biens.

Dans un tel contexte de concurrence institutionnelle au niveau européen, la stratégie qui permet à un petit pays de jouer avec opportunisme sur des avantages comparatifs réglementaires ou fiscaux apparaît limitée pour au moins deux raisons. La première dépend des pressions politiques développées par ses principaux partenaires de l'Union européenne en vue de réduire les divergences fiscales par rapport à leur réglementation. La seconde, plus fondamentale, repose dans l'idée que le moins-disant fiscal n'est pas la seule stratégie possible. En effet, les réflexions sur la concurrence institutionnelle montrent que les contreparties de la fiscalités sont essentielles dans le mécanisme d'attrait des entreprises et des compétences. Il s'agit par exemple de l'efficacité du système administratif, des infrastructures de transport et de télécommunication, la présence de centres de formation, d'un système moderne de santé et de protection sociale... Toutes ces infrastructures (prises au sens large) sont des intrants dans le processus de production des entreprises, et leur réduction qualitative ou quantitative pourrait conduire à une baisse de productivité (Siebert 1991, p 21). Et si nous savons que les bases fiscales peuvent être mobiles, n'oublions pas que leur volume peut être accru par une croissance elle-même permise par une plus grande productivité et une plus grande compétitivité. La concurrence institutionnelle loin de s'appuyer sur un montant figé des bases fiscales peut contribuer à les élargir. Dans une optique de recherche d'une croissance durable, une politique de diversification moderne, consistant en l'attrait de nouveaux investissements et de compétences peut avantageusement se situer dans la logique d'amélioration des offres de biens et de services d'origine publique, contreparties de la fiscalité. Les entreprises attirées

par de telles offres, employant une main d'oeuvre plus qualifiée assurent ainsi une meilleure spécialisation et une plus grande stabilité du système industriel.

Conclusion

Etant donné la position cruciale de la productivité comme facteur explicatif de la compétitivité, cette étude a examiné l'évolution de la productivité de l'industrie luxembourgeoise dans ces divers aspects et a surtout tenté de cerner quelques uns de ses déterminants.

L'application pour l'industrie luxembourgeoise de différents indicateurs de productivité fait apparaître une croissance quasi ininterrompue des productivités apparentes du travail et du capital, avec néanmoins une évolution plus heurtée pour la sidérurgie. L'évolution de la productivité du travail, dont l'usage est le plus courant a toutefois le défaut de refléter l'accroissement du capital par tête. L'intérêt de calculer la productivité totale des facteurs est alors de disposer d'une mesure de l'accroissement de la production pour un niveau donné de facteurs de production et d'appréhender ainsi un déterminant fondamental d'une compétitivité durable. Une spécificité de l'industrie luxembourgeoise réside dans la grande part de la productivité du travail expliquée par la productivité totale des facteurs. Ce constat va de pair avec une plus faible substitution du capital au travail et constitue un signal positif de compétitivité.

Nos travaux, en se situant dans le champ de recherche de l'analyse de la croissance endogène et de la nouvelle économie géographique tentent d'évaluer des phénomènes liés à la proximité et susceptibles d'accroître la productivité. Dans le cas luxembourgeois, la présence d'effets externes définis comme des phénomènes d'interaction engendrés par la multiplicité d'activités industrielles apparaît liée aux investissements étrangers et à la diversification industrielle. Les résultats économétriques de notre étude, portant sur l'industrie luxembourgeoise hors sidérurgie (1970-1994) démontrent l'impact significativement positif de la diversité industrielle (mesurée par la variété des entreprises) sur la productivité du travail. Ainsi, sur la période considérée, une augmentation de la diversité de 10 % accroît la productivité du travail de 4,5 %. Ces résultats confirment des travaux empiriques récents qui mesurent ce type d'effets dans des espaces où l'on relève une concentration d'activités diversifiées. Le processus de diversification industrielle apparaît alors comme un enjeu essentiel dans un contexte de concurrence entre les sites de production pour attirer les nouveaux investissements, et constitue un élément central d'une nouvelle forme de compétitivité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABRAHAM, F. VAN ROMPUY, J. (1998), « Is Belgium ready for EMU ? A look at national, sectoral and regional developments », Katholieke Universiteit Leuven, Centre for Economic Studies, Discussion Paper n° 98.25.
- ARROW K.J. (1962), « The economic implications of learning by doing », *Review of Economic Studies* 29, p.155-173.
- BORENSZTEIN E., DE GREGORIO J., LEE J.W. (1998), « How does foreign direct investment affect economic growth ? », *Journal of International Economics*, vol. 45, p. 115-135.
- BOURGAIN A., PIERETTI P. (1998), « Effets de complémentarité externe et incidence sur la productivité : le cas de l'industrie manufacturière luxembourgeoise », document de travail, CRP-CU Luxembourg, CREA, avril, à paraître dans la *Revue Economique* (fin 1999).
- BOURGAIN A., PIERETTI P. (1999), « Analyse de la productivité totale des facteurs dans l'industrie luxembourgeoise », *Cahiers d'économie du Centre Universitaire de Luxembourg* fascicule XIV, p. 9-27.
- BOURGAIN A., GUARDA P., PIERETTI P. (1998), « Contribution à une mesure de la diversification. Analyses statique et dynamique appliquées à une petite économie ouverte », document de travail 98-5, CRP-CU, CREA, juillet.
- CEPII, *Compétitivité des nations* (1998), rapport, Economica, Paris.
- COMBEMALE P., PARIENTY A. (1993), *La productivité*, Nathan, Paris.
- CRAFTS N.(1992), « Productivity growth reconsidered » (1992), *Economic Policy*, oct. p. 388.
- De MELLO L.R. (1999), « Foreign direct investment-led growth : evidence from time series and panel data », *Oxford Economic Papers* (51), p.133-151.
- De NARDIS S., GOGLIO A., MALGARINI M. (1996), « Regional specialization and shocks in Europe : some evidence from regional data », *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol. 132, n° 2.
- DUBOIS P., (1985), « Rupture de croissance et progrès technique », *Economie et statistique*, n° 181, octobre.
- DUCHÊNE S., FORGEOT G., JACQUOT A. (1997), « Les évolutions récentes de la productivité du travail », *Economie et statistique*, n°301-302, p.169-192.
- EDWARDS J., KEEN M. (1996), « Tax competition and the leviathan », *European Economic Review*, vol 40, n°1, janvier.
- ETHIER W. J. (1982), « National and international returns to scale in the modern theory of international trade » *American Economic Review*,72, p. 389-405.
- FLEURBAEY M., JOLY P. (1990), « La reprise de la productivité à la fin des années quatre-vingt n'est-elle qu'apparente ? », *Economie et statistique*, n°237-238, nov.déc., p. 27-47.

- GLAESER E.L., KALLAL H.D., SCHEINKMAN J.A., SCHLEIFER A. (1992), « Growth in cities », *Journal of Political Economy*, vol 100, n° 6, pp. 1126-1152.
- GROSSMAN G.M., HELPMAN E. (1991), *Innovation and growth in the global economy*, Cambridge, MIT press.
- GUARDA P., PIERETTI P. (1998), « A macroeconomic model for a small open economy » *Cahiers d'Economie du Centre Universitaire de Luxembourg*, fascicule XIII.
- HELPMAN E., KRUGMAN P. (1985), *Market structure and foreign trade*, MIT Press, Cambridge, USA.
- HENDERSON V., KUNCORO A., TURNER M. (1995), « Industrial development in cities », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n° 5.
- HUMBERT M. (1997), « L'articulation des économies nationales au processus de mondialisation », Communication au colloque international sur le développement des Nations, Association Tiers Monde, Association de science régionale de langue française, Poitiers 28-30 mai.
- JORGENSON D.W. (1995), *Productivity*, vol 1 et vol 2, MIT Press, Cambridge, London.
- KARRAS G. (1996), « Is Europe an optimum currency area ? Evidence on the magnitude and asymmetry of common and country-specific shocks in 20 european countries », *Journal of Economic Integration*, 11 (3), sept., p. 366-384.
- KRECKÉ C., PIERETTI P. (1997), « Système d'indicateurs de compétitivité pour l'industrie luxembourgeoise », *Cahiers économiques du STATEC*, n° 89.
- KRUGMAN P. (1991), *Geography and trade*, Leuven University Press, Louvain, et MIT Press, Cambridge (USA).
- LINK A.N. (1992), *Technological change and productivity growth*, Harwood Academic Publishers.
- LUCAS R.E. (1988), « On the mechanics of economic development », *Journal of Monetary Economics* 22, p.3-42.
- MADDISON A. (1987), « Growth and slowdown in advanced capitalist economies : techniques of quantitative assessment », *Journal of Economic Literature*, vol XXV, juin.
- MATSUYAMA K. (1995), « Complementarities and cumulative processes in models of monopolistic competition », *Journal of Economic Literature*, vol 23, june, p. 701-729.
- MAYO S., REYNAUD M. (1995), « Industrie manufacturière : de l'investissement aux capacités de production », *Economie et statistique*, n° 281.
- OLIVEIRA MARTINS J. (1990), « Comportement à l'exportation avec différenciation des produits, exportations de la Corée, de Taïwan et du Japon vers le marché américain », *Revue d'Économie Politique*, vol 100, n° 3, p. 416-438.

- PACI R., USAI S. (1997), « Technological enclaves and industrial districts. An analysis of the regional distribution of innovative activity in Europe », *Working Paper*, CRENOS, Università di Cagliari, décembre.
- PERI G. (1998), « Technological growth and economic geography », *IGIER Working paper*, Università L. Bacconi, novembre.
- PIERETTI P., REINESCH G. (1995), « Apport externe de capital et fiscalité : un cercle vertueux de croissance d'une petite économie ouverte », *Cahiers d'Economie du Centre Universitaire de Luxembourg*, X.
- ROMER P.M. (1986), « Increasing returns and long run growth », *Journal of Political Economy* 94 (5), p.1002-1037.
- ROMER P.M. (1990), « Endogenous technological change », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n°5.
- ROSENGREN E.S. (1990), « How diversified is New England ? », *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston, nov.-dec., p.3-16.
- SIEBERT H. (1991), *The new economic landscape*, Blackwell, Oxford (UK), Cambridge (USA), chap. 2, p. 15-40.
- STATEC (1987), « Mutations structurelles et politique de diversification économique », *Bulletin n°7*.
- STOCKMAN A.C. (1988), « Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven european countries » *Journal of Monetary Economics*, 21, p. 387- 409.

TROISIÈME PARTIE

**COMPÉTITIVITÉ DE L'INTERMÉDIATION FINANCIÈRE
LUXEMBOURGEOISE**

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

Introduction

Depuis une vingtaine d'années, la place bancaire luxembourgeoise a atteint une position d'importance majeure en Europe. Un de ses atouts réside essentiellement dans l'attrait et la gestion de fonds privés étrangers, principalement issus d'autres pays d'Europe continentale. Ces bons résultats sont une preuve de la présence d'avantages compétitifs qui rendent une place bancaire attrayante vis-à-vis d'autres systèmes bancaires internationaux. Mais dans un tel cas, est-il possible de mesurer les éléments de cette compétitivité de manière *ex-ante* ? Pour les biens produits par l'industrie, divers indicateurs, devenus classiques, évaluent les éléments constituant la compétitivité : prix à l'exportation comparés aux prix étrangers, ainsi que leurs déterminants comme les coûts salariaux, et surtout la productivité des facteurs de production. Dans le secteur des services, l'analyse économique se trouve face à un problème traditionnel qui est celui de calculer une production à prix constants, étant donné la grande difficulté à définir une composante-prix dans ce secteur. Or, la composante-prix est à la base d'une analyse de la compétitivité, même si elle peut aboutir à mettre en relief des caractéristiques hors-prix.

L'objet de cette contribution est de tenter de définir une méthode d'analyse de la compétitivité adaptée au secteur bancaire. En s'inspirant des apports de travaux d'économie industrielle appliquée à la banque, principalement en terme d'évaluation du pouvoir de marché, un modèle d'intermédiation bancaire permet d'analyser le comportement en matière de fixation des taux d'intérêt créditeurs (sur les dépôts). A défaut de prix des services bancaires, cette dernière variable peut constituer un instrument significatif si l'on considère qu'une des activités principales de la place de Luxembourg est l'attrait de capitaux internationaux. A titre de référence, des auteurs ont récemment analysé la politique de fixation de taux du système bancaire suisse qualifié « d'insulaire » en vertu de l'ampleur de sa marge de manoeuvre par rapport au marché international (Genberg H., Helbling T., Neftci S., 1992). A partir de données trimestrielles et agrégées pour l'ensemble du système bancaire luxembourgeois, nos travaux aboutissent à un degré de dépendance dans cette fixation des taux créditeurs assez marqué mais où une marge de manoeuvre subsiste. Cette méthode a surtout l'avantage d'expliquer la pertinence d'un indicateur synthétique de compétitivité qui associe un taux de marge et un indicateur d'écart entre les taux domestiques et les taux internationaux.

La première partie de chapitre est consacrée aux difficultés d'application d'une analyse traditionnelle de la compétitivité au secteur de service en particulier bancaires. L'appréhension d'une composante prix vise à justifier dans quelle mesure, à défaut de prix de services bancaires, il est possible d'associer la fixation de taux créditeur à un comportement de fixation de prix.

Cette voie d'analyse est poursuivie dans la deuxième partie qui consiste à élaborer un modèle de détermination de taux par les banques domestiques, afin d'évaluer le degré d'autonomie (ou inversement de dépendance) du secteur bancaire vis-à-vis du marché international et de permettre la construction d'un indicateur synthétique de compétitivité en matière d'intermédiation financière.

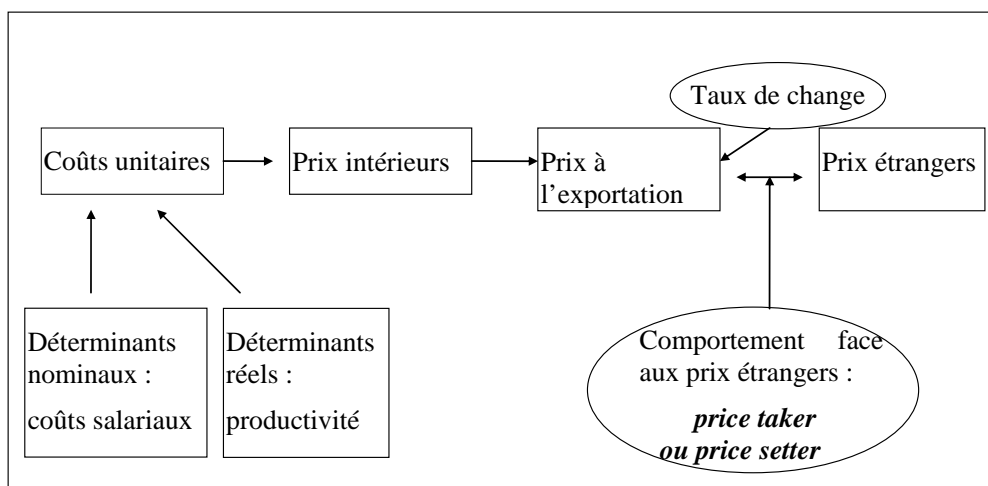
L'analyse statistique et économétrique portant sur les activités d'intermédiation du secteur bancaire luxembourgeois est menée dans la troisième

partie. A partir de la construction de données financières en série temporelle, les mesures définissent le degré de dépendance pour la fixation des taux créditeurs ainsi que l'évolution des indicateurs de compétitivité du secteur bancaire luxembourgeois.

1 - Réflexions sur une indispensable « composante prix » dans le secteur bancaire

- **Schéma général d'une analyse de la compétitivité et ses difficultés d'application au secteur bancaire et financier**

Un schéma général de l'analyse de la compétitivité permet de rappeler une démarche d'étude de la compétitivité, précédemment appliquée à l'industrie luxembourgeoise (Krecké, Pieretti, 1997). Tout d'abord, un indicateur de marge unitaire (marge sur coût salariaux) permet d'expliquer l'évolution de la rentabilité unitaire des différentes branches industrielles et d'en identifier les composantes internes : évolution des salaires, productivités des facteurs... Puis, un indicateur de compétitivité générale décrit les variations des coûts salariaux unitaires relativement aux prix des concurrents étrangers. Il permet de prendre en compte les sources externes de compétitivité : prix étrangers, taux de change. Mais surtout, il est possible à partir de ces indicateurs d'estimer la marge de manoeuvre des différentes branches dans la fixation des prix. Ainsi, si les entreprises nationales sont entièrement contraintes par les prix étrangers (hypothèse de price taker, usuelles pour les petits pays), l'indicateur marge se confond avec l'indicateur général de compétitivité. Cette situation est effectivement observée pour le secteur sidérurgique à partir d'une analyse économétrique appliquée à l'industrie luxembourgeoise. Par contre, pour les autres branches industrielles luxembourgeoises, le degré de dépendance face aux prix des concurrents étrangers apparaît plus faible, les coûts unitaires influencent pour une part non négligeable la fixation des prix.



Dans le secteur industriel, le prix des exportations ou, si le pays est une petite économie ouverte, le prix de la valeur ajoutée par branche (déflateur de la valeur ajoutée), peuvent être utilisés comme composante-prix. Mais, des difficultés apparaissent pour reproduire un tel schéma d'analyse dans le secteur des services, en particulier bancaires et financiers. Dans ces secteurs, c'est en fait la définition elle-même de la production ainsi que son évaluation qui posent des problèmes conceptuels importants. La réalisation du partage volume-prix est alors très difficile et l'utilisation d'un déflateur devient périlleuse.

Les principales difficultés rencontrées dans la détermination d'un déflateur pour le secteur bancaire et financier ne sont pas nécessairement propres à ce secteur mais elles se trouvent accentuées par la nature de ces activités (Colwell, Davis, 1992) :

- De nombreux services financiers sont source de commissions (gestion financière personnalisée, montage d'opérations financières...). Dans ce cas, le produit n'a pas de forme technique aisément identifiable, ou est indivisible et le partage volume-prix est alors quasi impossible.
- La grande multiplicité et l'hétérogénéité de produits bancaires, ainsi que la facilité avec laquelle les nouveaux produits sont créés impliquent des difficultés pour l'agrégation des données.
- Même pour les activités d'intermédiation financière (dépôt-prêts), il est difficile de définir la production bancaire. Le montant d'un prêt est une mauvaise approximation de la production car il dépend peu de l'activité déployée pour sa réalisation.
- Certains services bancaires ne font pas l'objet de paiements. La réalisation des transactions de la clientèle est presque gratuite en contrepartie, les comptes à vue sont peu ou pas rémunérés.
- La tarification est liée à la fixation des taux d'intérêt, qui est elle-même très influencée par la politique monétaire.

Le problème de la détermination d'une composante-prix (d'un déflateur) se pose de manière plus ardue pour les services aux entreprises. Pour les services aux ménages, un indice des prix à la consommation peut être calculé comme pour les autres produits offerts aux ménages afin d'être intégré dans l'indice général des prix à la consommation. Par contre, pour les services aux entreprises, on ne dispose généralement pas d'observation directe des prix que ce soit à la production ou à la consommation. Alors comment obtenir une production déflatée, essentielle à l'analyse de la productivité et de la composante prix des services ?

Dans certains secteurs, il est possible d'estimer des quantités physiques : par exemple dans les transports où les montants exprimés en unités telles que les tonnes-km ou voyageurs-km sont disponibles. Dans le secteur bancaire et financier certaines enquêtes peuvent fournir des informations quantitatives sur le nombre de comptes, de transactions réalisées, de prêts accordés... Cependant, ces données ne représentent qu'une partie de l'activité bancaire. Et surtout, à

partir de ces données, il apparaît difficile d'obtenir une composante prix représentative du prix des services bancaires.

Par défaut, l'évolution des prix peut être déterminée à partir des tarifs homme/heure. En fait, il s'agit du prix des inputs, principalement du taux de salaire, et dans ce cas il n'est plus possible de former une analyse en terme de productivité (de Bandt 1991, p. 118...).

Si on utilise l'indice général des prix pour déflater la valeur de certaines productions, on ignore l'évolution des prix relatifs des services étudiés par rapport à l'indice général des prix. Et cela ne permet en aucune manière d'obtenir une composante-prix du secteur considéré.

Comment, concrètement, la valeur ajoutée dans le secteur bancaire et financier est-elle déflatée ? (Gordon 1996)

- * Aux Etats-Unis, l'évaluation de la production bancaire se fait à partir de l'input en travail, en supposant qu'il n'y a pas de gain de productivité du travail dans le secteur bancaire et financier. Par ailleurs, le BLS (Bureau of Labor Statistics) fait des mesures de productivité pour les banques commerciales sur des quantités de produits : nombre de comptes courants gérés, nombre de cartes bancaires, nombre de prêts commerciaux... Il dispose d'études régulières de la Federal Reserve (functional cost analysis) qui permettent une pondération (répartition) des personnels selon les différents produits bancaires (Dean, Kunte, 1992)
- * En Suède, l'évaluation se fait à partir de l'input en travail en supposant que les gains de productivité du travail sont d'un montant donné de façon exogène (2 %).
- * En France, la production du secteur bancaire (marge d'intérêt et commissions) est déflatée par un indice moyen des services bancaires incluant les commissions sur les chèques, sur les cartes de crédits et sur les comptes à terme.
- * En Allemagne, l'approche est similaire à celle de la France. Mais la valeur ajoutée est déflatée par un indice des prix.
- * Au Luxembourg, (STATEC 1993, p. 251) l'indicateur de VA en volume de ce secteur est basé sur la somme des bilans des banques, déflaté par un indice de prix pondéré suivant l'importance des différentes devises dans la somme des bilans.

Les problèmes liés à l'interprétation voire à l'existence même d'un déflateur pour le secteur bancaire et financier incite donc à la plus grande prudence envers les analyses de productivité pour ce secteur qui utilisent des données à prix constants (et donc un déflateur). Mais, en matière de compétitivité, le problème est accentué car il s'agit de la composante prix elle-même qui est analysée. Il est donc difficilement envisageable, dans l'état actuel des statistiques sur les productions bancaires, de mener une étude de la composante-prix à partir d'un déflateur de la production bancaire.

- **Les taux d'intérêt : élément de la composante-prix du secteur bancaire**

Les difficultés rencontrées dans la détermination et l'interprétation d'un déflateur de la production bancaire conduisent à l'utilisation de taux d'intérêt pratiqués par les banques comme composante-prix de leurs activités d'intermédiation financière. Mais ce choix d'associer les taux d'intérêt bancaires à un prix peut être justifié.

Tout d'abord, la théorie microéconomique considère le taux d'intérêt comme le prix du renoncement à la préférence des agents pour le présent (leur taux marginal de substitution intertemporelle doit être égal au taux d'intérêt). D'un point de vue macro-économique, le taux d'intérêt égalise l'épargne et l'investissement, c'est-à-dire qu'il correspond au prix qui satisfait à la fois les épargnants et les emprunteurs.

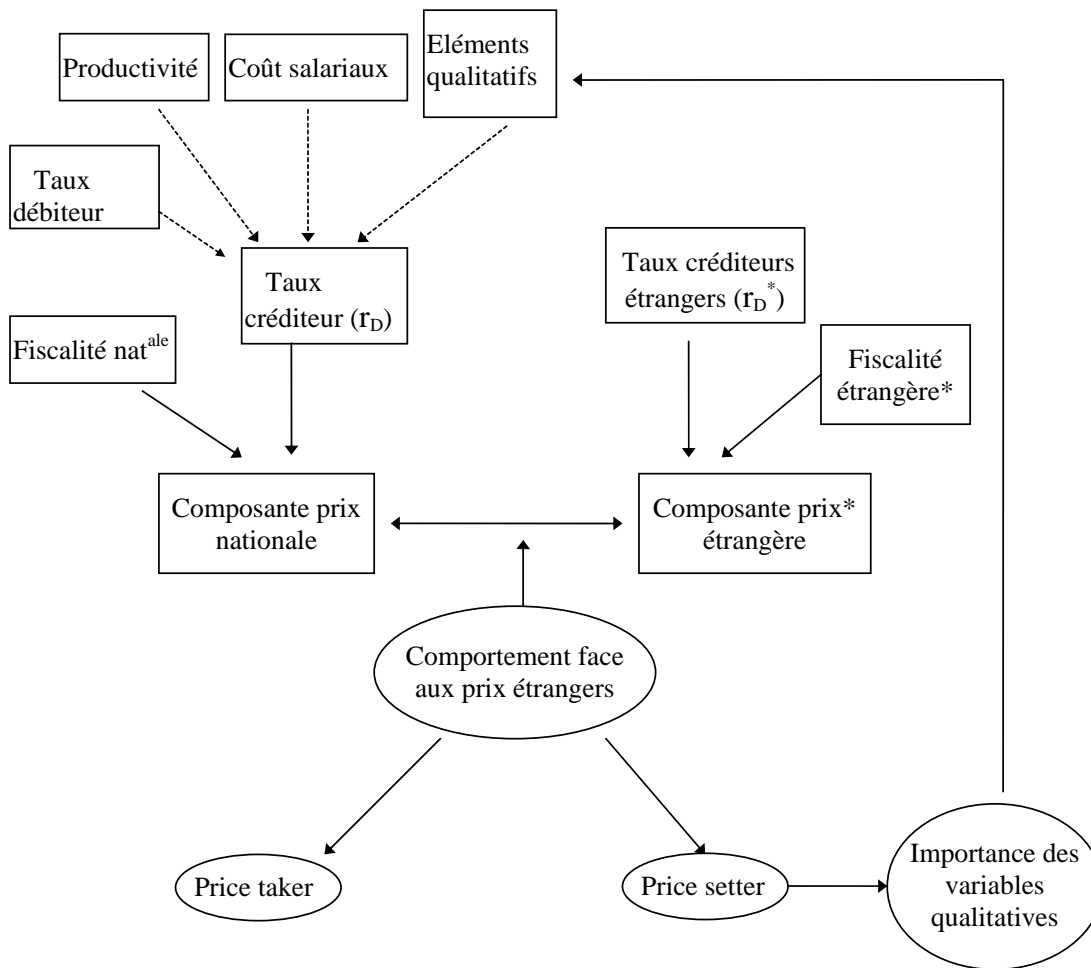
La politique de détermination des taux d'intérêt par les banques s'apparente également à une politique de tarification commerciale. Les intérêts reçus doivent excéder suffisamment les intérêts versés pour couvrir les coûts de fonctionnement et dégager une marge. S'ajoutent à ces marges des commissions qui peuvent compléter les recettes dans une proportion non négligeable. Ces commissions posent un problème car elles font intégralement partie de la composante-prix du secteur bancaire et ne seront pas prises en compte dans une analyse portant sur les séries de taux d'intérêt.

Les taux d'intérêt bancaires sont au coeur des travaux actuels de comptabilité nationale concernant la répartition du service d'intermédiation financière (Bournay 1998). Cette opération consiste à séparer le service d'intermédiation entre les opérations sur actif et les opérations sur passif en construisant un taux d'intérêt de référence. Dans ce cadre, il est envisagé de rattacher la notion de volume à l'évolution des encours et d'utiliser le taux de référence comme prix : « Economiquement cela signifie qu'à encours inchangés, toute évolution des taux d'intérêt s'interprète comme un changement de prix du service d'intermédiation financière » (Bournay 1998, p.18).

Enfin, la plupart des travaux microéconomiques empiriques récents, appliqués à la banque, étudiant le pouvoir de marché, la situation concurrentielle, la fixation des prix, utilisent les taux d'intérêt créditeurs et débiteurs comme variables de prix (notamment : Shaffer S., 1993 ; Genberg H., Helbling T., Neftci S., 1992 ; Barajas A., Steiner R., Salazar N. 1998)

L'analyse de l'évolution de la composante prix et sa comparaison avec celle des pays étrangers peut permettre d'envisager une étude de la compétitivité du secteur bancaire et ainsi d'évaluer l'autonomie du secteur bancaire luxembourgeois dans la fixation des prix, (illustré par le schéma ci-dessous).

• Schéma d'une analyse de la compétitivité adaptée à l'intermédiation financière :



Ce schéma de compétitivité considère le taux débiteur (taux appliqué aux emprunts) comme donné par le marché, et le taux créditeur (taux accordés aux placements) comme endogène. En effet, le secteur bancaire luxembourgeois, comme le rappelle une récente étude du CEPROS (Roelants A., Haas Ch, 1999), repose sur trois piliers : l'attrait et la gestion de dépôts étrangers, la gestion des OPCVM et encore le montage de crédits internationaux, bien que cette dernière activité soit en déclin relatif par rapport aux deux autres. La place luxembourgeoise se démarque ainsi par sa capacité à attirer des capitaux extérieurs. Dans le cadre d'une étude sur la fixation des taux, cela peut justifier le choix du taux créditeur des banques comme variable endogène et le taux débiteur comme exogène (considéré comme donné par le marché international).

A partir de ces hypothèses, une analyse économétrique de la fixation des taux doit permettre d'évaluer la marge de manoeuvre des banques luxembourgeoises par rapport aux places financières étrangères :

- Si une marge de manoeuvre existe dans la fixation du taux d'intérêt, (comportement de price setter), les variables qualitatives peuvent être d'une grande importance pour la compétitivité générale du secteur. Par exemple : secret bancaire, qualité des services, adaptation des produits de la place bancaire, différenciation des produits... Ces variables qualitatives permettent d'ajuster le taux d'intérêt créditeur selon les données exogènes : coût unitaire et taux débiteurs, et d'assurer une répercussion des coûts.
- Si le degré de dépendance face aux prix extérieurs est très élevé, sans changements structurels importants, toute modification des données exogènes se reflète parfaitement dans la fixation du taux d'intérêt (crédeur).

2 - Détermination du degré d'autonomie dans la fixation des taux d'intérêt créditeurs

2.1. Apports de l'économie industrielle à l'analyse de la compétitivité de l'intermédiation financière

De récents travaux, basés sur des analyses d'économie industrielle (Bresnahan 1989) ont étudié, pour le secteur bancaire, la fixation des prix et le degré de concurrence à partir de séries de données temporelles (essentiellement de taux d'intérêt). Une première démarche vise à évaluer le degré de concurrence sur un marché, alors qu'une seconde, très proche, estime le pouvoir d'une place bancaire dans la fixation de ses taux par rapport à un taux d'intérêt de référence international.

Afin de tester le degré de concurrence sur un marché bancaire, la maximisation du profit dans un modèle d'intermédiation bancaire permet de déduire une équation de détermination du taux d'intérêt sur les dépôts telle que (Hannan, Liang 1993) :

$$r_D \cdot \left(1 + \frac{1}{e_D} \right) = r_S - c_D$$

avec r_D , le taux d'intérêt sur les dépôts (taux crédeur) ; r_S , le taux d'intérêt de référence sur des titres d'Etat ; e_D l'élasticité de l'offre de dépôts (de la part de la clientèle) ; et c_D le coût marginal de collecte des dépôts.

Une particularité de l'industrie bancaire pour mener des études de pouvoir de marché réside dans la nécessité de considérer comme exogène le taux d'un des deux marchés sur lequel les banques pratiquent l'intermédiation financière (marché des dépôts et marché des crédits). Selon la situation du système bancaire étudié, c'est un taux sur les dépôts ou un taux sur les crédits qui est estimé à partir du coût marginal et d'un taux de référence, exogène.

Dans le cas précédent, l'élasticité de l'offre de dépôt de la part de la clientèle dépend du degré de différenciation des dépôts bancaires. Cette élasticité

est infinie en l'absence de toute forme de pouvoir de marché (concurrence parfaite). Tester le degré de concurrence sur le marché des dépôts revient à tester si le coefficient $\left(1 + \frac{1}{e_D}\right)$ est significativement différent de un. Une démarche tout à

fait parallèle à celle-ci, mais sur le marché des prêts, est utilisée par Barajas et al. (1998) pour la Colombie en intégrant des variables supplémentaires comme le ratio de réserves obligatoires. Par ailleurs, M. Suominen (1994) teste le pouvoir de marché à partir d'un modèle à deux produits (les dépôts et les prêts).

Dans une optique assez proche, Genberg, Helbling et Neftci (1992), considèrent la situation de la place financière suisse qui est caractérisée par des taux créditeurs plus faibles que les taux correspondants sur le marché international et évoluant de manière relativement indépendante par rapport à ceux-ci. La marge de manoeuvre des banques suisses dans la fixation des taux créditeurs par rapport au marché financier international est alors évaluée à partir d'un modèle de concurrence imparfaite (Barro 1972) adapté à l'intermédiation financière.

L'offre de dépôts X (de la part de la clientèle) est une fonction négative de la différence $(r^* - r)$ entre taux étrangers et taux domestiques sur le même type de dépôt :

$$X = \alpha - \beta \cdot (r^* - r)$$

Après une maximisation du profit de la banque sous contrainte de sa fonction de coût de type $C(X) = a + bX + cX^2$, le coefficient β représente le degré de pouvoir de marché des banques dans la fixation du taux créditeur par rapport aux taux étrangers (lorsque β est faible, le degré de monopole est fort, et inversement).

2.2. Evaluation du processus de détermination des taux créditeurs à partir d'un modèle d'intermédiation

Les hypothèses :

Les banques sont supposées collecter des dépôts D qui sont rémunérés au taux créditeur (moyen) r_D afin de financer des crédits L offerts au taux d'intérêt moyen r_L . Nous considérons que les taux d'intérêt débiteurs sont donnés par le marché, considéré comme parfaitement concurrentiel. Les banques sont alors supposées price-taker du point de vue des crédits offerts. Par contre, nous n'excluons pas que les banques puissent exercer un certain pouvoir de marché, qui reste à déterminer par l'analyse économétrique, sur l'offre de dépôts. Cette approche considère le taux d'intérêt sur les dépôts comme la principale variable explicative de l'offre de dépôts.

Ces hypothèses impliquent que le taux d'intérêt débiteur est donné, tandis que le taux d'intérêt créditeur est une fonction croissante des dépôts collectés.

Le développement d'un modèle d'intermédiation bancaire, permet d'aboutir à une formulation selon laquelle le taux créditeur est expliqué par : le taux débiteur, les coûts opératoires, le taux de réserves obligatoires et le taux d'impôt sur les revenus des dépôts.

Encadré 1 : Un modèle d'intermédiation bancaire :

Le profit d'une banque représentative est décrit par la différence entre les recettes d'intérêt ($r_L \cdot L$) et les coûts opératoires $c(L) \cdot L$ augmentés des coûts de financement $r_D(D) \cdot D$

$$P = r_L \cdot L - r_D(D) \cdot D - c(L) \cdot L \quad (1)$$

avec : D, montant des dépôts
 L, montant des crédits
 r_D , taux d'intérêt sur les dépôts (taux créditeur)
 r_L , taux d'intérêts sur les prêts (taux débiteur)
 $c(L)$, coûts opératoires unitaires

Par la suite nous supposons que les coûts opératoires unitaires sont indépendants de L, hypothèse qui revient à supposer des rendements constants à l'échelle dans l'activité des crédits. Le fait que les banques ont un certain pouvoir de marché du point de vue des dépôts entraîne que le coût unitaire de financement $r_D(D)$ est une fonction croissante des dépôts collectés. On a donc $\frac{dr_D}{dD} > 0$.

D'une façon générale, les dépôts sont transformés en crédits après que les banques aient tenu compte de réserves obligatoires éventuelles. Si le taux de réserves obligatoires exprimé par rapport aux dépôts vaut e (avec $0 < e < 1$), on peut écrire la relation suivante :

$$L = (1 - e) \cdot D \quad (2)$$

En tenant compte des précisions précédentes, la relation (1) devient :

$$P(D) = r_L \cdot (1 - e)D - c \cdot (1 - e) \cdot D - r_D(D) \cdot D \quad (3)$$

En maximisant l'expression (3) par rapport à D, on obtient la condition du premier ordre :

$$r_L = c + \frac{1}{1 - e} r_D \cdot \phi \quad \text{où} \quad \phi = \frac{1 + \varepsilon}{\varepsilon} = \frac{1}{\varepsilon} + 1 \quad (4)$$

avec ε , l'élasticité prix de l'offre de dépôts de la clientèle : $\varepsilon = \frac{dD}{dr_D} \frac{r_D}{D} > 0$

L'équation (4) indique qu'à l'équilibre le banquier égalise la recette marginale d'une activité de crédit supplémentaire à son coût marginal. Ce dernier se compose du coût marginal opératoire augmenté du coût marginal de financement. Il est d'autant plus élevé que le taux de réserve obligatoire est important. Dans la suite nous posons $e = 0$ étant donné que pour la période considérée, le système bancaire luxembourgeois n'a pas été contraint à constituer des réserves obligatoires.

Les banques sont supposées disposer d'un certain pouvoir de monopole sur le marché des dépôts, ce qui est supposé découler d'aspects qualitatifs liés à un ensemble d'attributs propres à la place financière (le cadre légal et institutionnel, la qualité des produits offerts, la gestion des dépôts,...). Cela justifie le choix du taux créditeur des banques comme variable endogène.

Quoique disposant d'un certain pouvoir de marché sur les taux d'intérêt créditeurs, les banques domestiques sont supposées être sensibles aux taux concurrents pratiqués sur d'autres places étrangères. Ce lien est censé se faire par l'intermédiaire de l'élasticité-prix de l'offre de dépôts.

Nous supposons en effet que le coefficient e diminue en fonction du rapport $R = \frac{r_D}{r_D^*}$, où r_D^* est le taux d'intérêt créditeur étranger.

On a donc¹⁵:

$$e = e \left(\frac{r_D}{r_D^*} \right) \text{ avec } \frac{de}{dR} < 0 \quad (5)$$

Le lien décroissant entre l'élasticité et le rapport R s'interprète comme suit : Plus le taux d'intérêt créditeur domestique est différent du même taux étranger, moins sensible est l'offre de dépôts qui s'adresse aux banques domestiques face à une légère variation du taux domestique. Par exemple, si les taux étrangers sont très élevés par rapport aux taux domestiques, l'impact d'une légère hausse du taux domestique n'aura qu'un effet marginal sur l'offre de fonds.

Remarquons maintenant que le coefficient ϕ de l'expression (4) est une fonction croissante du rapport R . Cette relation découle du fait que ϕ décroît en fonction de ε (cf. (4)) et que ε est supposé décroître en fonction de R .

On a donc :

$$\phi = \phi \left(\frac{r_D}{r_D^*} \right) \text{ avec } \frac{d\phi}{dR} > 0 \quad (6)$$

Par approximation de (6) par la relation log-linéaire¹⁶ $\phi = A \cdot \left(\frac{r_D}{r_D^*} \right)^\theta$ (avec $A > 0$ et $\theta \geq 0$), l'expression (4) devient : $r_L = c + r_D \cdot A \left(\frac{r_D}{r_D^*} \right)^\theta$ (7)

¹⁵ Dans une étude future il serait intéressant de faire dépendre le coefficient d'élasticité ε d'une variable supplémentaire S tenant compte de l'attractivité du site domestique sur l'offre de dépôts étrangers. On pourrait alors écrire $\varepsilon = \varepsilon(R, S)$ avec $\frac{\partial \varepsilon}{\partial S} < 0$.

et en exprimant (7) par rapport au taux r_D nous obtenons :

$$r_D = A^{-\frac{1}{1+\theta}} \cdot (r_L - c)^{\frac{1}{1+\theta}} \cdot r_D^*{}^{\frac{\theta}{1+\theta}} \quad (8)$$

A ce stade, il n'est pas tenu compte de différences de fiscalité sur les revenus de placements. Si le revenu de l'épargnant est imposé dans la juridiction du dépôt (principe de la source du revenu), le taux sur les dépôts, perçu par l'épargnant, s'écrit \bar{r}_D :

$$\bar{r}_D = (1-t) \cdot r_D, \quad \text{où } t \text{ est le taux d'imposition.}$$

Dans ce cas, le rapport de taux relatif \bar{R} est :

$$\bar{R} = \frac{r_D(1-t)}{r_D^*(1-t^*)} = \frac{r_D}{r_D^*} \cdot \frac{\tau}{\tau^*} \quad \text{où } t = 1 - \tau \quad \text{et} \quad t^* = 1 - \tau^*$$

En tenant compte de cette modification, l'équation (8) devient :

$$r_D = A^{-\frac{1}{1+\theta}} \cdot (r_L - c)^{\frac{1}{1+\theta}} \cdot \left(r_D^* \cdot \frac{\tau^*}{\tau} \right)^{\frac{\theta}{1+\theta}} \quad (8\text{bis})$$

Dans la suite de notre analyse, cette modification n'est pas utilisée car jusqu'à lors, c'est le principe de la résidence de l'épargnant qui est en général appliqué en Europe (Grulms 1998). Dans ce régime fiscal, les non résidents sont exonérés d'impôts sur les revenus de leurs placements (intérêts, dividendes, plus-value), c'est en fait la transmission, ou la non-transmission d'informations aux autorités fiscales du pays de résidence qui est cruciale.

2.3. Construction d'un indicateur de compétitivité de l'intermédiation financière

Dans le modèle élaboré précédemment (*encadré*), les banques sont traitées comme des intermédiaires financiers qui collectent et transforment des dépôts en crédits à l'aide du facteur travail. Les banques sont ainsi supposées être des « preneurs » de prix parfaits sur le marché des crédits, mais peuvent disposer d'un certain pouvoir de marché sur les activités de dépôt, ce que les régressions tenteront de mesurer. Ce modèle permet de déduire un indicateur synthétique de compétitivité pour l'intermédiation financière inspiré par la méthodologie utilisée pour la construction d'un indicateur de la compétitivité industrielle (Krecké, Pieretti, 1997).

¹⁶ La prise en compte d'un indicateur d'attractivité de la place bancaire domestique désigné par S permettrait d'écrire $\phi = \phi(R, S)$ avec $\frac{\partial \phi}{\partial S} > 0$. En forme log-linéaire on aurait $\phi = A \cdot R^\theta \cdot S^\lambda$ avec $\lambda \geq 0$.

Les ingrédients de l'indicateur I sont les éléments exogènes à l'activité des crédits. Il s'agit du taux d'intérêt débiteur supposé parfaitement dépendant du même taux étranger r_L , du coût opératoire unitaire et des taux d'intérêt créditeurs (sur les dépôts) étrangers :

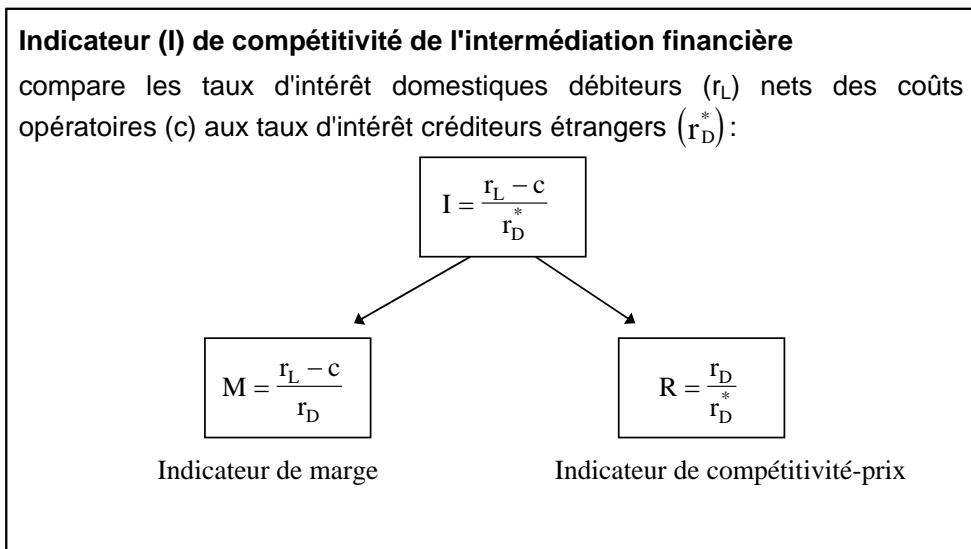
$$I = \frac{r_L - c}{r_D^*}$$

Une hausse de l'indicateur I indique une amélioration de la performance des banques domestiques puisqu'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.

En fait, cet indicateur synthétique I combine des facteurs liés à la rentabilité et à la compétitivité-prix. Afin de mieux analyser l'évolution de la position compétitive, il est alors essentiel de le décomposer en un indicateur de marge (M) et un indicateur de compétitivité-prix (R) :

$$I = M.R \quad \text{où} \quad M = \frac{r_L - c}{r_D} \quad \text{et} \quad R = \frac{r_D}{r_D^*}$$

De plus, une composante interne au numérateur est comparée à une composante externe au dénominateur.



Le coefficient R peut s'interpréter comme un indicateur de compétitivité-prix des dépôts. Plus R est élevé plus il est attrayant pour la clientèle de réaliser des dépôts dans le pays domestique.

Ensuite, M s'interprète comme un indicateur de marge bénéficiaire dans l'intermédiation :

vu que $\Pi = (r_L - c) \cdot D - r_D \cdot D$, on peut écrire que :

$$M = \frac{\Pi + r_D D}{r_D D} = 1 + \frac{\Pi}{r_D D}$$

Cette transformation montre que M exprime, à l'unité près, la marge d'intermédiation Π comme pourcentage du coût de financement des crédits.

Remarquons que plus le secteur bancaire du pays domestique est contraint par les taux des dépôts étrangers plus l'indicateur I tend à se rapprocher du coefficient M. Dans le cas contraire, moins il est contraint par les taux créditeurs étrangers, plus il est proche de R.

En transformant l'équation (8) il est possible d'obtenir les expressions suivantes :

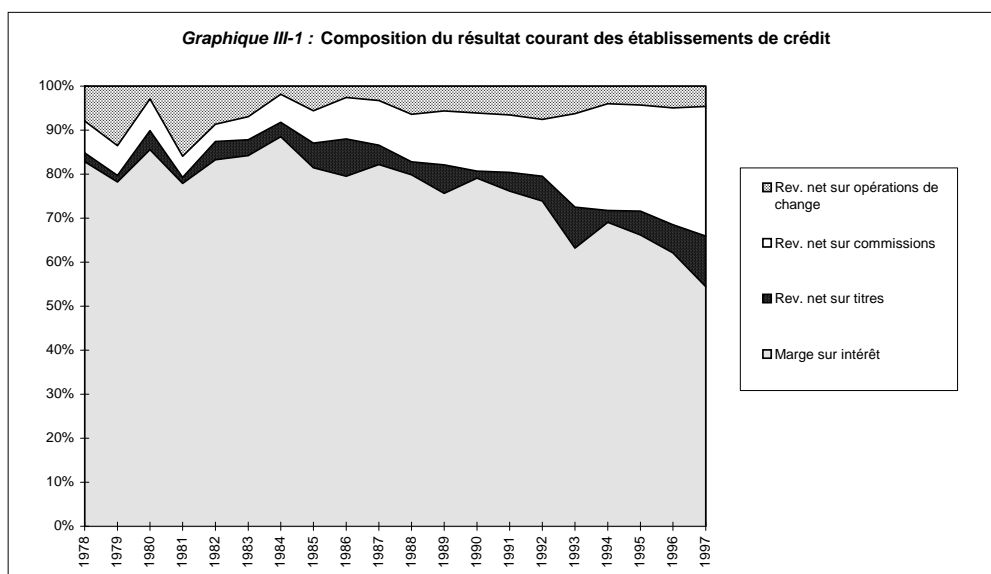
$$M = A^{\frac{1}{1+\theta}} \cdot I^{\frac{\theta}{1+\theta}} \quad (9) \quad \text{ainsi que} \quad R = A^{-\frac{1}{1+\theta}} \cdot I^{\frac{1}{1+\theta}} \quad (10)$$

- Lorsqu'il y a adaptations parfaite aux taux créditeurs étrangers (price taker), θ tend vers $+\infty$, ($\frac{\theta}{1+\theta} \rightarrow 1$) et I tend vers M.
- Plus les banquiers domestiques sont price-setter en matière de taux créditeurs, plus θ tend vers 0, ($\frac{\theta}{1+\theta} \rightarrow 0$), et plus I tend vers R.

3 - Données et résultats pour l'intermédiation financière luxembourgeoise

3.1. Activités d'intermédiation et hors-intermédiation

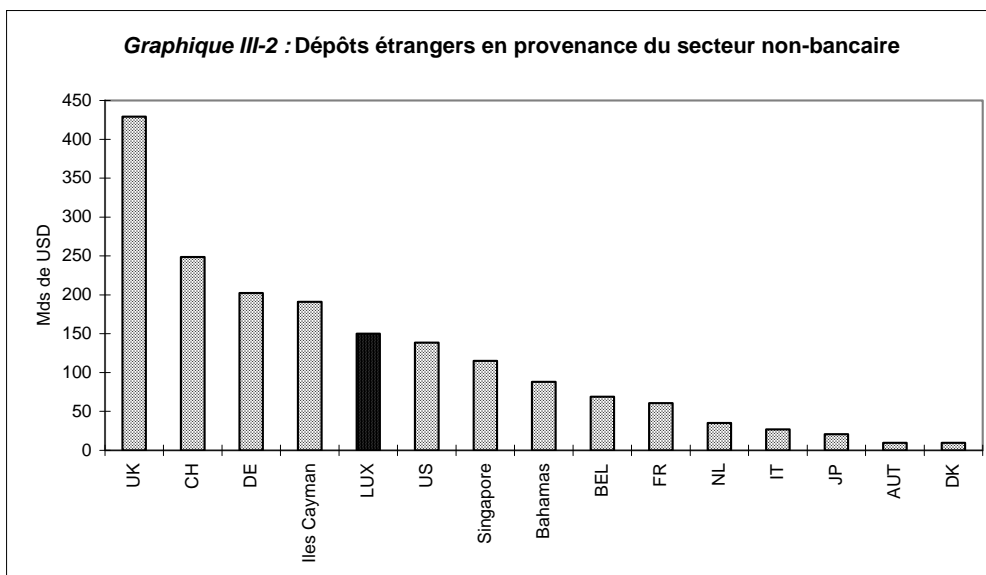
L'évolution de la composition du résultat courant des banques luxembourgeoises (graphique III-1) indique une nette progression de la part des commissions. Ceci représente l'accroissement des activités de private banking de la place de Luxembourg (gestion de fonds, OPCVM...) qui se substitue en partie aux activités d'intermédiation traditionnelles en matière de crédits internationaux et d'euromarchés. Selon de récentes estimations de banques d'affaires¹⁷, le Luxembourg serait devenu un des principaux centres d'attrait pour les fonds de particuliers (sa part dans le total des fonds offshore est évaluée à 6 % du marché mondial, celle de la Suisse à 35 %). Nos travaux tentent d'appréhender la compétitivité-prix seulement sur la base des activités induisant une marge d'intérêt en raison de la difficulté de définir et d'obtenir une composante-prix des services financiers à l'origine des commissions. Certes, ces activités d'intermédiation ne représentent plus que la moitié du résultat courant des banques de la place, mais on peut considérer qu'elles peuvent être liées aux activités hors intermédiation. La gestion de fortune par exemple implique des commissions (opérations sur des OPCVM) mais aussi des dépôts en compte courant ou d'épargne.



Source : BCL

Ainsi, le Luxembourg se trouve parmi les premières places mondiales en ce qui concerne les dépôts étrangers provenant du secteur non bancaire (graphique III-2), ce qui n'est pas le cas pour les dépôts issus du secteur bancaire.

¹⁷ Chase Manhattan Private Bank 1996, cité par Roelants A., Haas Ch (1999), p. 34-35.



Source : BRI, *International Banking and Financial Market Development*, nov 1998.

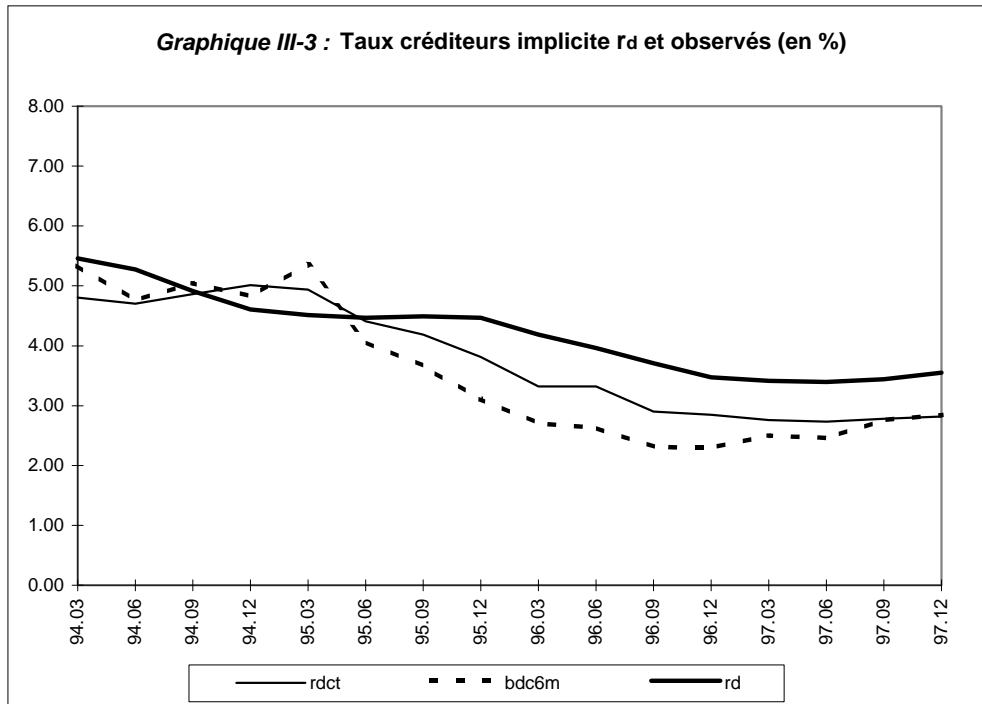
3.2. Taux créditeurs, taux débiteurs et coûts

Les données portant sur le secteur bancaire luxembourgeois proviennent des comptes de pertes et profits ainsi que des bilans, agrégés trimestriellement par la Banque centrale du Luxembourg, sur la période 1990-1997. Les taux étrangers sont issus de bases de données internationales : Datastream et Eurostat.

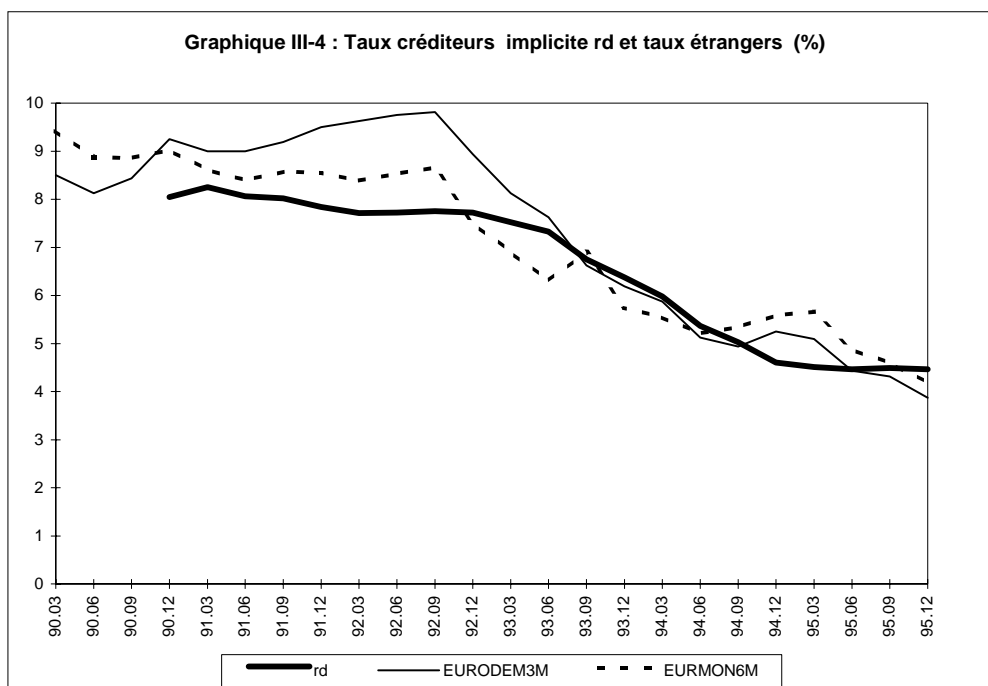
Les *taux créditeurs (sur les dépôts)* r_D , sont ici des taux implicites, moyens, calculés sur une base trimestrielle, en rapportant les charges financières (intérêts versés) dans les comptes de pertes et profits agrégés, aux passifs à rémunérer correspondants (dépôts de la clientèle). Seuls sont pris en compte les intérêts et actifs sur la clientèle non-bancaire afin d'écartier les opérations bancaires avec les établissements liés qui pourraient biaiser l'estimation d'un taux d'intérêt créditeur représentatif en fonction des stratégies de groupes bancaires. Utiliser des taux d'intérêt implicites (calculés à partir du bilan et des comptes de pertes et profit) peut comporter un biais car le taux moyen obtenu intègre des engagements à long terme éventuellement à taux fixe. Cette méthode est courante et le biais qu'elle implique a pu être mesuré par P. Sevestre (1998) en évaluant les conséquences économétriques de l'utilisation de données issues des stocks de crédits à la place de celles sur les nouveaux crédits souvent indisponibles.

Une enquête sur les taux créditeurs proposés par un échantillon de banques luxembourgeoises est disponible trimestriellement, mais seulement depuis 1994. Deux taux de court terme¹⁸ ont été portés sur le graphique III-3 pour servir de témoins au taux implicite calculé :

¹⁸ rdct : taux sur les dépôts d'épargne inférieurs à 1 an et supérieurs à 1 mois
 bdc6m : taux sur les bons de caisse à 6 mois



Les taux créditeurs étrangers r_d^* utilisés dans les estimations ont été retenus pour leur pertinence dans le cadre d'une comparaison avec le taux créditeur moyen du système bancaire luxembourgeois. Il s'agit de séries de taux à court terme sur les devises les plus utilisées dans les dépôts à Luxembourg : DEM, USD et BEF. Les taux des bons du trésor à trois mois, ainsi que les taux sur le marché des eurodevises à trois mois, six mois et un an sont utilisés, séparément ou en constituant une moyenne pondérée (pour chaque période) par les parts de chaque devise dans le passif du système bancaire luxembourgeois. Le taux de l'eurodeutschmark à 3 mois (eurodem3m) et la moyenne des trois taux étrangers sur l'euromarché à 6 mois (eurmon6m), ainsi que le taux implicite calculé pour le secteur bancaire luxembourgeois sont portés à titre illustratif sur le graphique III-4.



Les taux débiteurs (r_L) sont calculés de la même manière que les taux créditeurs, en rapportant pour la clientèle non-bancaire, les produits financiers (intérêts reçus) dans les comptes de pertes et profits agrégés, aux actifs rémunérateurs correspondants (crédits accordés à la clientèle).

Les coûts opératoires c.L comprennent les frais de personnel ainsi que les autres frais généraux. Ils sont exprimés en pourcentage du montant total du bilan.

L'analyse de la stationnarité des variables utilisées (test Augmented Dickey-Fuller) consiste à tester l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unitaire contre l'hypothèse alternative d'un processus stationnaire. Les tests montrent que toutes nos variables sont non-stationnaires en niveau. En première différence, on peut rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. Les variables ont donc le même ordre d'intégration (ordre 1), ce qui permet de tester l'existence d'une relation de cointégration. Le rejet de l'hypothèse de non-stationnarité des résidus de l'équation statique qui relie r_D aux variables r_L -c et r_D^* implique l'existence d'une relation de co-intégration entre ces variables¹⁹. Dans ce cas, les coefficients d'un modèle à correction d'erreurs peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (théorème d'Engle et Granger 1987).

¹⁹ Test de la régression de co-intégration : test ADF sur les résidus de la régression statique :

$$\ln(r_{D,t}) = b_1 + b_2 (r_{L-c,t}) + b_3 r_{D,t}^* + e_t$$

Stationnarité en niveau des résidus : rejet de H_0 (non stationnarité) : -2,82*** (val critique au seuil de 1 % : -2,65), la constante et le trend ne sont pas significatifs ; nombre de retards : 1.

3.3. Résultats des estimations dynamiques

L'équation (8) visant à représenter la formation des taux d'intérêt créditeurs est testée sous une forme dynamique, le modèle de long terme est exprimé par un modèle à correction d'erreur :

$$\Delta \ln(r_D)_t = c_1 + c_2 \Delta \ln(r_L - cu)_t + c_3 \Delta \ln(r_D^*)_t + c_4 \ln(r_D)_{t-1} + c_5 \ln(r_L - c)_{t-1} + c_6 \ln(r_D^*)_{t-1}$$

Cette spécification correspond une forme dynamique à correction d'erreur où c_4 est le coefficient de correction et l'expression entre parenthèses est l'équation de long terme écrite sous forme implicite :

$$\Delta \ln(r_D)_t = c_1 + c_2 \Delta \ln(r_L - cu)_t + c_3 \Delta \ln(r_D^*)_t + c_4 \left(\ln(r_D)_{t-1} + \frac{c_5}{c_4} \ln(r_L - c)_{t-1} + \frac{c_6}{c_4} \ln(r_D^*)_{t-1} + \frac{c_1}{c_4} \right)$$

Une telle formulation permet de déduire une relation de long terme correspondant

à l'équation (8) du modèle d'intermédiation : $r_D = \exp^{-\frac{c_1}{c_4}} \cdot (r_L - c)^{-\frac{c_5}{c_4}} \cdot r_D^* \cdot \frac{c_6}{c_4}$

Tableau III-1 : Variables utilisées

r_D	(r_D)	Taux créditeur implicite (clientèle non-bancaire)
r_L	(r_L)	Taux débiteur implicite (clientèle non-bancaire)
c	(c)	Coûts salariaux et frais généraux / total de l'actif
eurmon6m	(r_D^*)	Moyenne pondérée des taux sur les euromarchés du BEF, DEM et USD à 6 mois
eurodem6m	(r_D^*)	Taux de l'euroDEM à 6 mois
eurodem3m	(r_D^*)	Taux de l'euroDEM à 6 mois
rddm3m	(r_D^*)	Taux des bons du trésor à 3 mois en DEM
rdusdmbe	(r_D^*)	Moyenne pondérée des taux sur les bons du trésor à 3 mois en BEF, DEM et USD

Tableau III-2 : Estimations des équations dynamiques

Variable expliquée : $\Delta \ln(r_d)_t$ Nombre d'observations : 29
(1990:3-1997:4)

Equations testées	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables				
$\Delta \ln(r_L-c)$	0.74 (4.37)***	0.35 (1.98)*	0.69 (3.48)***	0.53 (2.83)***
$\Delta \ln(\text{eurmon6m})$	0.16 (2.50)**			
$\Delta \ln(\text{eurodem6m})$		0.18 (3.03)***		
$\Delta \ln(\text{eurodem3m})$			0.10 (1.73)*	
$\Delta \ln(\text{rddm3m})$				0.17 (2.33)**
C (<i>constante</i>)	-0.16 (2.37)**	-0.13 (1.71)*	-0.14 (1.96)*	-0.17 (1.89)*
$\ln(r_D)_{(-2)}$	-0.43 (5.56)***	-0.37 (4.16)***	-0.41 (4.96)***	-0.39 (3.50)***
$\ln(r_L-c)_{(-2)}$	0.32 (2.71)***	0.23 (1.76)*	0.29 (2.33)**	0.30 (1.93)*
$\ln(\text{eurmon6m})_{(-2)}$	0.18 (3.62)***	0.19 (3.55)***	0.16 (3.15)***	
$\ln(\text{rdusdmbe})_{(-2)}$				0.16 (2.06)**
D932	0.08 (4.37)***	0.07 (3.61)***	0.08 (4.25)***	
D934	0.08 (3.86)***		0.07 (3.17)***	0.07 (2.80)***
D944		-0.05 (2.85)***		
R ²	0.88	0.85	0.85	0.72
DW	2.21	2.55	2.02	2.32
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)	0.30	1.32	0.43	0.51
F	0.75	0.30	0.66	0.61
Proba				
Test de Wald : ($H_0: -C_4=C_5+C_6$)				
F	3.57	1.70	2.17	2.80
Proba	0.07	0.21	0.15	0.11

Nombre entre parenthèses : t statistique. *** seuil de 1% , ** seuil de 5%, *seuil de 10%

Le tableau III-2 rassemble les caractéristiques des différentes estimations de la régression dynamique par laquelle le taux créditeur du système bancaire luxembourgeois est expliqué par une variable représentant le taux débiteur supposé exogène et un taux créditeur étranger de référence. Les régressions testées présentent quelques différences selon le taux étranger choisi. Toutefois, les changements des taux de référence étrangers ne perturbent pas la précision des estimations.

Deux variables muettes portant sur deux trimestres de 1993 et 1994 améliorent sensiblement les résultats. En effet, cette période apparaît particulièrement perturbée en raison d'une part de chocs sur les taux des euromarchés sur le BEF et sur le USD, et d'autre part d'un changement dans la méthode d'enregistrement des données par l'autorité monétaire centrale luxembourgeoise.

L'absence d'autocorrélation des résidus a été vérifiée à l'aide du test de Breusch-Godfrey (LM), plus adapté aux modèles comprenant des variables retardées que le test de Durbin-Watson.

Les estimations des régressions dynamiques aboutissent à des coefficients de correction d'erreur, très significatifs, et compris entre 0.39 et 0.43 qui indiquent une rapidité relativement élevée de l'ajustement.

Les résultats obtenus font également apparaître une somme des coefficients c_5/c_4 et c_6/c_4 proche de l'unité. Le test de Wald est ainsi cohérent avec l'hypothèse nulle d'égalité par rapport à l'unité. Ce résultat est une confirmation économétrique de la forme de l'équation (8) du modèle d'intermédiation où les coefficients sont respectivement $1/1+q$ et $q/1+q$. Ceci nous permet d'envisager une relation à deux variables : l'indicateur de compétitivité I et l'indicateur de marge M (équation 9), afin de tester le degré d'autonomie dans la fixation des taux créditeurs.

3.4. Indicateur de compétitivité et estimation du degré d'autonomie dans la fixation des taux créditeurs

A partir des mêmes données financières portant sur l'ensemble du système bancaire luxembourgeois, il est intéressant de tester l'équation (9) c'est-à-dire :

$$M = A^\alpha \cdot I^\beta, \text{ avec } M = \frac{r_L - c}{r_D} ; I = \frac{r_L - c}{r_D^*} ; \alpha = -\frac{1}{1+\theta} \text{ et } \beta = \frac{\theta}{1+\theta}$$

Sous une forme dynamique, avec un mécanisme à correction d'erreur, la régression testée (tableau III-3) s'écrit :

$$\Delta \ln M = d_1 \Delta \ln(I) + d_2 C + d_3 \ln(M)_{(-2)} + d_4 \ln(I)_{(-2)}.$$

Cette relation peut s'interpréter comme étant la manière selon laquelle les banques adaptent leurs marges, ici de taux d'intérêt, en fonction de l'évolution de leur compétitivité, représenté par l'indicateur I .

La relation de long terme qui peut être déduite : $M = C^{-\frac{d_2}{d_3}} \cdot I^{\frac{d_4}{d_3}}$ traduit le comportement de long terme des banques en matière de fixation de taux et de marges (cf. équation 9). Ainsi, si le coefficient $-d_4/d_3$ (ou β dans l'équation 9) est

très élevé (s'il tend vers 1), les banques ont tendance à aligner leurs taux créditeurs sur les taux créditeurs internationaux. Dans ce cas extrême, la marge reflète complètement l'indicateur de compétitivité I. Ce coefficient β mesure donc le degré de dépendance des taux domestiques envers les taux étrangers.

Les résultats des estimations des équations dynamiques contraintes sont présentés dans le tableau III-3. Comme pour les régressions précédentes, différents taux de référence internationaux ont été utilisés. Et les mêmes variables muettes viennent compenser des chocs inexplicables autour de l'année 1993. Les coefficients de correction d'erreur (-0.31 et -0.27) ont le bon signe et sont significatifs.

Sous leur forme de long terme, les résultats des deux régressions peuvent s'écrire respectivement : $M = 1,1 \cdot I^{0,61}$ et $M = 1,06 \cdot I^{0,67}$

Le degré de dépendance β est donc compris entre 0,61 et 0,67, indiquant que les taux domestiques sont partiellement contraints par les taux internationaux de court terme. Par exemple, une augmentation de 10 % de l'indicateur de compétitivité I se répercute à raison de 6 % environ sur la marge M, ce qui traduit un comportement passif et pour à peu près 4 % sur le taux d'intérêt créditeur relatif R, ce qui traduit plutôt un comportement de part de marché.

Le résultat obtenu apparaît particulièrement plausible dans le cas de la place bancaire luxembourgeoise, dans la mesure où le comportement *price-taker* apparaît dominant. Le degré d'autonomie n'est toutefois pas négligeable. Cette marge de manoeuvre peut provenir d'éléments qualitatifs caractéristiques des produits financiers de la place bancaire luxembourgeoise favorisant la compétitivité hors-prix : le secret bancaire, la diversité des produits financiers adaptés à la clientèle non bancaire...

Tableau III-3 : Estimations des équations dynamiques contraintes

Variable expliquée : $\Delta \ln M$
 Nombre d'observations : 29 (1990:3-1997:4)

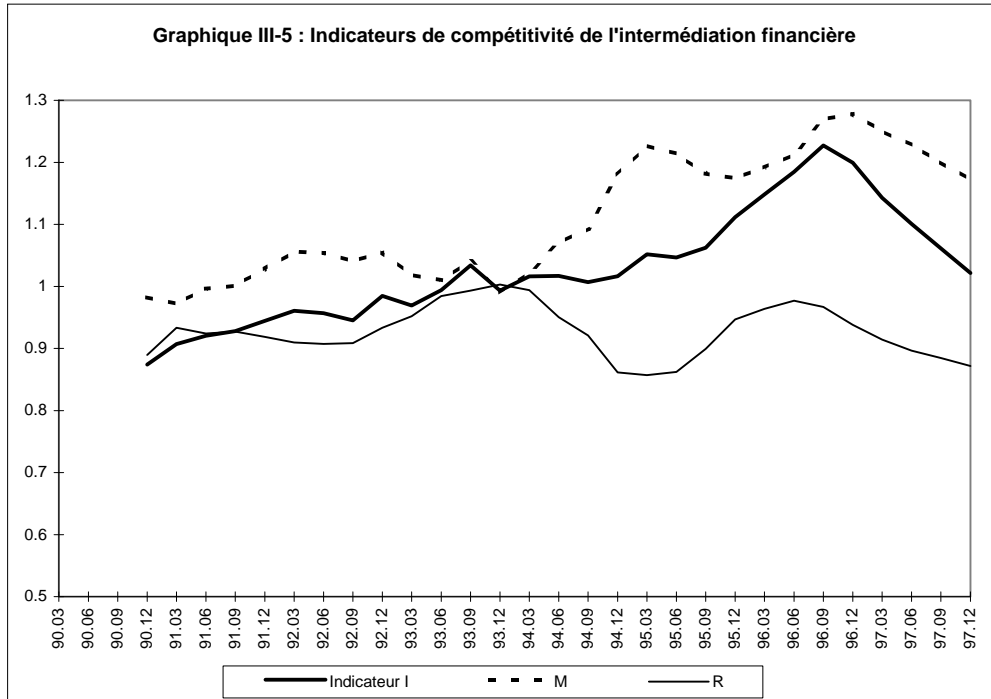
Equations testées	(5)	(6)
Variables		
$\Delta \ln(I)$ avec $I = r_{L-c} / \text{eurmon6m}$	0.12 (1.84)*	
$\Delta \ln(I)$ avec $I = r_{L-c} / \text{rddm3m}$		0.17 (4.88)***
C	0.03 (5.87)***	0.02 (4.04)***
$\ln(M)_{(-2)}$	-0.31 (6.07)***	-0.27 (7.76)***
$\ln(I)_{(-2)}$ avec $I = r_{L-c} / \text{eurmon6m}$	0.19 (4.44)***	
$\ln(I)_{(-2)}$ avec $I = r_{L-c} / \text{rdusdmbe}$		0.18 (4.88)***
D932	-0.09 (5.25)***	-0.09 (7.32)***
D934	-0.09 (5.00)***	-0.08 (6.71)***
D944		-0.07 (5.43)***
R^2	0.77	0.85
DW	1.73	2.55
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)	0.30	1.32
F	0.78	0.30
Proba		

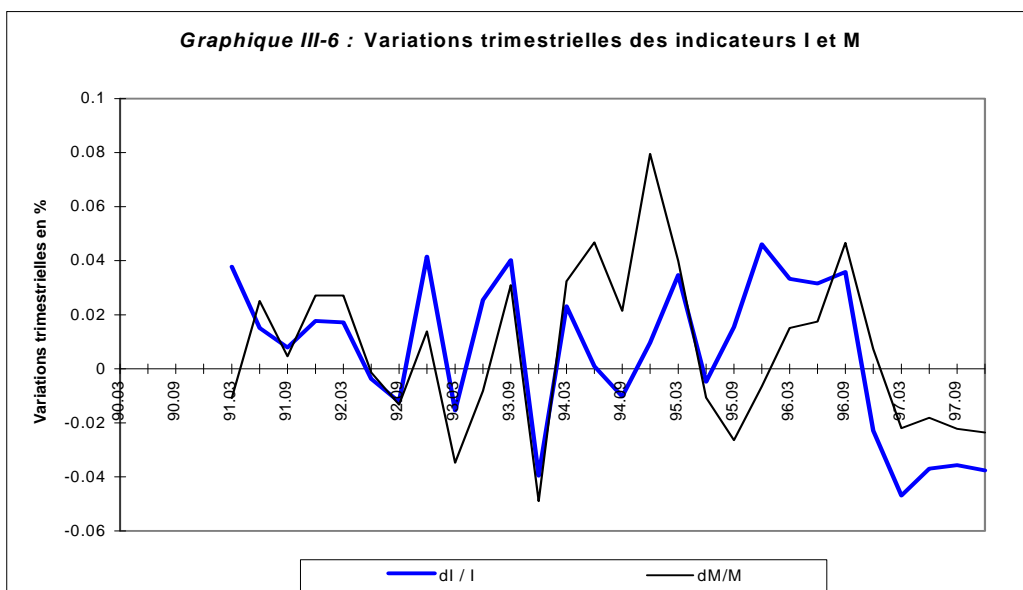
Nombre entre parenthèses : t statistique.

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

3.5. Indicateur de compétitivité de l'activité d'intermédiation du secteur bancaire luxembourgeois

Le modèle d'intermédiation nous a permis de définir un indicateur général de compétitivité pour le secteur bancaire et les tests économétriques tentent d'évaluer la pertinence de ses composantes. L'évolution de cet indicateur I 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 (1990-1997) apparaissent sur le graphique III-5 :





Les évolutions des composantes de la compétitivité (graphique III-5) montrent que l'indicateur de marge M fluctue à proximité de l'indicateur de compétitivité I, ce qui reflète le comportement plutôt price taker que nous avons tenté d'évaluer économétriquement. Le profil de ces deux courbes se différencie lorsque l'indicateur R (écart entre taux domestiques et taux étrangers) s'écarte de l'unité. Plus précisément, à partir du graphique III-6 qui représente les taux de variation des indicateurs I et M, il apparaît une dominante « price-taker » sur la période 1990-début 1994, les taux de variation de I reproduisant bien ceux de M. Ceci n'est plus observé dans les périodes suivantes, la marge de manoeuvre en matière de fixation des taux créditeurs semble alors plus importante. Ce pouvoir de marché s'est apparemment manifesté depuis 1994 selon deux manières différentes. Du premier trimestre 1994 au premier trimestre 1995, nous pouvons observer que la croissance du taux de marge est accentuée par rapport à celle de I, en raison d'une accélération de la baisse des taux domestiques par rapport aux taux étrangers (baisse du rapport entre taux domestiques et taux étrangers). Cette tendance s'est inversée en 1995 jusqu'au troisième trimestre 1996, où il y a un ralentissement dans la répercussion de la baisse générale des taux internationaux. Ensuite il y a retour à un comportement d'accélération à la baisse des taux domestiques.

Globalement (graphique III-5) l'indicateur I de compétitivité du secteur bancaire luxembourgeois suit une tendance régulièrement croissante. Les dernières périodes sont toutefois plus heurtées, le vif accroissement (1996) ayant été corrigé en 1997. Cependant, une analyse conjoncturelle de cet indicateur doit être menée avec prudence en raison de la volatilité importante des variables financières qui le composent. Ainsi, la baisse de la marge de ces derniers trimestres devra être confirmée dans les périodes suivantes avant de porter une

éventuelle conclusion sur le comportement en matière de fixation de taux de la place bancaire luxembourgeoise.

Conclusion

Face à la difficulté de reproduire une analyse traditionnelle de la compétitivité dans le cas du secteur bancaire, notre contribution a tenté de modéliser le comportement de fixation du taux d'intérêt créditeur par les banques domestiques. Cette analyse aboutit à une relation bivariée entre un indicateur synthétique de compétitivité ex-ante et le taux de marge. Les estimations économétriques qui comportent un processus d'ajustement des taux par un mécanisme à correction d'erreur, indiquent un degré de dépendance des taux créditeurs domestiques vis-à-vis des taux étrangers de l'ordre de 0.6 à 0.67. Ce résultat correspond à un comportement à dominante « price-taker », tout en laissant une marge de manoeuvre non négligeable. Les causes de ce degré d'autonomie sont probablement à rechercher dans les aspects qualitatifs des services et des produits financiers proposés à la clientèle. Par ailleurs, l'indicateur synthétique de compétitivité, incorporant un indicateur de marge et un indicateur d'écart entre taux domestique et taux internationaux suit une tendance assez régulièrement croissante sur la période couverte (1990-1997). La baisse des derniers trimestres devra être confirmée avant de porter tout commentaire sur son caractère éventuellement non conjoncturel. Cependant, les résultats dans leur ensemble doivent être interprétés avec prudence. D'une part, ces mesures portent seulement sur les activités d'intermédiation des banques (dépôts-prêts) dont la part dans les revenus des banques est en recul régulier au profit des activités de conseil, de gestion personnalisée de fonds... D'autre part, les séries de taux ont dû être construites à partir des comptes agrégés de pertes et profits. A cet égard des données individuelles de banques (analyse sur données de panel), et directement observées mèneraient sans doute à des résultats plus robustes.

Toutefois, en matière bancaire, comme dans d'autres activités économiques, des éléments plus qualitatifs (secret bancaire, réputation, adaptation des produits à la clientèle, personnalisation des services...) ont une grande importance et ne sont pas mesurés directement dans une telle analyse quantitative mais seulement indirectement par l'estimation du degré d'autonomie dans la fixation des taux. Il n'en demeure pas moins très important de pouvoir évaluer la position compétitive à l'aide d'un indicateur quantitatif d'une partie du secteur bancaire indépendamment des avantages qualitatifs.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- de BANDT J. (dir.), (1991), *Les services : productivité et prix*, Economica, Paris.
- BARRO R.J. (1972), « A theory of monopolistic price adjustment », *Review of Economic Studies*, n°1, pp.17-26.
- BARAJAS A., STEINER R., SALAZAR N. (1998), « Interest spread in banking : Costs, financial taxation, market power and loan quality in the colombian case 1974-1996 », *IMF Working Paper*, n°98/110, août.
- BAUMEL L., SEVESTRE P. (1997), « La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », *Notes d'études et de recherche*, Banque de France, n° 48, oct.
- BÉNASSY-QUÉRÉ A, BOONE L., COUDERT V. (1998), *Les taux d'intérêt*, La découverte, Paris.
- BLATTNER N., GENBERG H., SWOBODA A., (eds), (1992), *Competitiveness in banking*, Physica-Verlag Heidelberg.
- BRESNAHAN T.F. (1989), « Empirical studies of industries with market power », dans : SCHMALENSEE R., WILLIG R.D., *Handbook of industrial organization*, Elsevier Science Publishers, (Chap 17).
- BOURNAY J. (1998), « Répartition du service d'intermédiation financière indirectement mesuré (SIFIM) », 7^{ème} colloque de l'Association de comptabilité nationale, Paris, 28-30 janvier.
- COLWELL R.J., DAVIS E.P. (1992), « Output and productivity in banking », *Scandinavian Journal of Economics*, 94, pp.111-129.
- DEAN R.R., KUNZE K. (1992), « Productivity measurement in service industries », dans : GRILICHES Z.(ed.), *Output measurement in the service sector*, NBER, Chicago, pp.73-101.
- DESQUILBERT J.B., POLLIN J.P. (1995), « Taux du marché et coût du crédit dans une économie partiellement désintermédiée », *Revue économique*, vol 46, n°2, pp.283-300.
- ENGLE R.F., GRANGER C.E.J. (1987), « Cointegration and error correction : representation, estimation and testing », *Econometrica*, vol. 55(2), pp.251-276.
- GENBERG H., HELBLING T., NEFTCI S. (1992), « Monopoly power in swiss market », dans : BLATTNER N. et al., pp.283-305.
- GORDON R.J. (1996), « Problems in the measurement and performance of service sector productivity in the United States », *NBER Working Paper* n° 5519.
- GRILICHES Z.(ed.), (1992), *Output measurement in the service sector*, NBER, Chicago.

- GRULMS F. (1998), « La retenue à la source sur intérêts : un état des lieux », *Bulletin économique et financier de la Banque Internationale à Luxembourg*, n° 54.
- HANNAN T.H., LIANG J.N. (1993), « Inferring market power from time-series data. The case of banking firm », *International Journal of Industrial Organization*, vol. 11, pp. 208-218.
- KRECKÉ C., 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.
- KRECKÉ C., PIERETTI P., (1997), « Système d'indicateurs de compétitivité pour l'industrie luxembourgeoise », *Cahiers économiques du STATEC*, n° 89.
- ROELANTS A., HAAS Ch., (1999), « Luxembourg financial centre beyond EMU : Responding to the challenges », Luxembourg, CEPROS, janvier.
- SEVESTRE P. (1997), « On the use of banks balance sheet data in loan market studies : a note », *Notes d'études et de recherche*, Banque de France, n° 49, octobre.
- SHAFFER S. (1993), « A test of competition in canadian banking », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol 25, n°1.
- STATEC (1993), « L'estimation d'indicateurs mensuels de valeur ajoutée en volume », *Bulletin du Statec* 7/93.
- SUOMINEN M. (1994), « Measuring competition in banking : a two products model », *Scandinavian Journal of Economics*, 90(1), pp. 95-110.

LISTE DES TABLEAUX

Tableau I-1 : Evolution de l'indicateur M et de ses composantes

Tableau II-1 : Croissance de la productivité du travail et de la productivité totale des facteurs : Industrie manufacturière, en % par an

Tableau III-1 : Variables utilisées

Tableau III-2 : Estimations des équations dynamiques

Tableau III-3 : Estimations des équations dynamiques contraintes

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique I-1 : La balance courante

Graphique I-2 : Les termes de l'échange

Graphique I-3 : Indicateur synthétique de compétitivité (industrie et services marchands),

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

Graphique I-5 : Indicateurs de compétitivité de l'intermédiation financière

Graphique I-6 : Taux de change effectif réel (sur la base des déflateurs de la valeur ajoutée),

Graphique I-7 : Taux de change effectif réel (sur la base des prix à la production), industrie hors sidérurgie,

Graphique I-8 : Taux de change effectif réel trimestriel (sur la base des prix industriels),

Graphique I-9 : Indicateur M : marge sur coût salarial unitaire, industrie et services marchands,

Graphique I-10 : Indicateur M : marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands)

Graphique I-11 : Indicateur M : marge sur coût salarial unitaire (industrie totale)

Graphique I-12 : Productivité apparente du travail dans l'industrie et services marchands,

Graphique I-13 : Déterminants des marges sur coût salarial (industrie et services marchands), variations annuelles

Graphique I-14 : Déterminants des marges sur coût salarial (industrie totale), variations annuelles

Graphique I-15 : Marge sur coût salarial et termes de l'échange modifiés (Industrie et services marchands), en taux de croissance annuels

Graphique I-16 : Indicateurs de rentabilité des banques

Graphique I-17 : Indicateur M : marge sur coût salarial unitaire (industrie totale),

Graphique I-18 : Evolution du nombre d'entreprises

Graphique I-19 : Evolution des effectifs

Graphique I-20 : Indicateur D de diversification de l'industrie luxembourgeoise

Graphique II-1 : Productivité apparente du travail

Graphique II-2 : Taux de croissance de la productivité apparente du travail

Graphique II-3 : Productivité apprente du travail dans la branche sidérurgie : effet de structure

Graphique II-4 : Productivité apparente et productivité horaire du travail (Industrie manufacturière et extractive)

Graphique II-5 : Productivité apparente et productivité horaire du travail (Sidérurgie)

Graphique II-6 : Productivité apparente du capital

Graphique II-7 : Taux de croissance corrigés de la productivité du capital

Graphique II-8 : Variation de la productivité apparente du travail et de la productivité totale des facteurs pour l'industrie luxembourgeoise

Graphique II-9 : Indicateurs de diversification de l'industrie

Graphique II-10 : Indicateur de diversification D et indicateur de diversification corrigé avec le taux de croissance spécifique à chaque branche

Graphique III-1 : Composition du résultat courant des établissements de crédit

Graphique III-2 : Dépôts étrangers en provenance du secteur non-bancaire

Graphique III-3 : Taux créditeurs implicite rd et observés (en %)

Graphique III-4 : Taux créditeurs implicite rd et taux étrangers (%)

Graphique III-5 : Indicateurs de compétitivité de l'intermédiation financière

Graphique III-6 : Variations trimestrielles des indicateurs I et M