

Compétitivité de l'économie luxembourgeoise

Rapport 2002

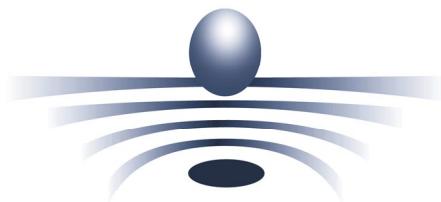
Arnaud BOURGAIN

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

statec



Centre Universitaire
de Luxembourg
Cellule de Recherche en
Economie Appliquée-CREA

Sommaire

ÉLÉMENTS DE SYNTHÈSE	7
PREMIÈRE PARTIE: INDICATEURS DE COMPÉTITIVITÉ DU LUXEMBOURG	11
1. Indicateurs de performance extérieure	13
1.1 Principaux soldes de la balance des transactions courantes	13
1.2 Indice des termes de l'échange	15
2. Indicateurs synthétiques de compétitivité	16
2.1 Industrie et services marchands	16
2.2 Intermédiation bancaire	20
3. Indicateurs de compétitivité-prix	23
4. Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité	24
4.1 Indicateurs de marge sur coût salarial unitaire	24
4.2 Déterminants des marges sur coût salarial unitaire	26
4.3 Indicateurs de rentabilité des banques	31
5. Indicateurs d'attractivité et de diversification	32
5.1 Nouvelles entreprises	32
5.2 Créations d'emplois	33
5.3 Investissements directs en provenance de l'étranger	34
5.4 Indicateur de diversification de l'économie	36
DEUXIÈME PARTIE: IMMIGRATION ET CROISSANCE DES REVENUS DE L'ÉCONOMIE D'ACCUEIL: UNE ANALYSE ADAPTÉE À UN PETIT ESPACE	39
1. Croissance avec apport de main-d'œuvre étrangère	43
1.1 Immigration et croissance: quelques pistes suivies	43
1.2 Modélisation de la croissance d'un petit pays avec immigration et degré de substitution variable entre travail autochtone et étranger	44
2. Impact du degré de complémentarité des types de main-d'œuvre sur la productivité et les salaires des autochtones	47
2.1 Calibrage du modèle à partir des caractéristiques de l'économie luxembourgeoise	47
2.2 Résultats des simulations sur la productivité et les salaires des autochtones	48
Références bibliographiques	51

TROISIÈME PARTIE: CROISSANCE D'UN PETIT PAYS DANS UN ESPACE INTERNATIONAL	53
1. Croissance du Luxembourg et des pays voisins: les faits stylisés	56
1.1 Croissance du Luxembourg et de ses partenaires commerciaux	56
1.2 Les déterminants du produit par tête d'un très petit pays intégré dans un espace international: le cas du Luxembourg	59
2. Un modèle de croissance d'un petit pays intégré dans un espace international	62
3. Déterminants du niveau de produit par travailleur au Luxembourg: résultats empiriques	66
3.1 Les données	66
Références bibliographiques	76
 Liste des tableaux	5
 Liste des graphiques	5

Liste des tableaux

Tableau I-1:	Décomposition du coût salarial unitaire	17
Tableau I-2:	Évolution de l'indicateur M et de ses composantes	26
Tableau I-3:	Structure de l'économie luxembourgeoise (branches marchandes hors construction): parts de chaque branche (%)	37
Tableau II-1:	Population étrangère et travailleurs étrangers dans quelques pays de l'OCDE	42
Tableau III-1:	Évolution de la productivité apparente du travail (Industrie, Construction, Services marchands) au Luxembourg: 1970-1985 et 1985-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %)	56
Tableau III-2:	Évolution de la productivité apparente du travail (Secteur marchand hors Construction) dans les pays partenaires commerciaux du Luxembourg: 1970-1985 et 1985-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %)	57
Tableau III-3:	Valeur ajoutée par travailleur des pays de la zone par rapport à la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg (secteur marchand hors construction) (1970, 1985, 2000)	58
Tableau III-4:	Évolution de la productivité globale des facteurs (secteur marchand hors construction) dans les pays de la zone et au Luxembourg: 1980-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %)	59
Tableau III-5:	Taux d'investissement (secteur marchand hors construction) dans les pays de la zone et au Luxembourg: 1980-2000 (part de la formation brute de capital fixe dans la valeur ajoutée, moyenne)	60
Tableau III-6:	Estimation des équations dynamiques de détermination de la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois (hors construction)	68

Liste des graphiques

Graphique I-1:	Soldes de la balance courante du Luxembourg	13
Graphique I-2:	Termes de l'échange	15
Graphique I-3:	Indicateur synthétique de compétitivité (industrie et services marchands)	16
Graphique I-4a:	Composantes interne (CSU) et externe (e.p*) de l'indicateur synthétique de compétitivité	16
Graphique I-4b:	Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie et services marchands)	18
Graphique I-4c:	Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie)	18
Graphique I-5a:	Indicateurs de compétitivité de l'intermédiation financière	20
Graphique I-5b:	Taux d'intérêt débiteurs (nets des coûts opératoires) et créateurs domestiques et taux d'intérêt créateurs étrangers	21
Graphique I-6:	Taux de change effectifs réels (sur la base des déflateurs de la valeur ajoutée)	23
Graphique I-7:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands)	24
Graphique I-8:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie et services marchands), Luxembourg et ses partenaires	25
Graphique I-9:	Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire (industrie totale), Luxembourg et ses partenaires	25
Graphique I-10a:	Productivité apparente du travail dans l'industrie et services marchands	27
Graphique I-10b:	Productivité apparente du travail (services marchands)	27
Graphique I-10c:	Productivité apparente du travail (Industrie)	28
Graphique I-11:	Déterminants des marges sur coût salarial (industrie et services marchands), variations annuelles	28
Graphique I-12:	Déterminants des marges sur coût salarial (industrie totale), variations annuelles	29
Graphique I-13:	Marge sur coût salarial et termes de l'échange modifiés (Industrie et services marchands), en taux de croissance annuels	29
Graphique I-14:	Indicateurs de rentabilité des banques	31

Graphique I-15: Évolution du nombre d'entreprises	32
Graphique I-16: Évolution de l'effectif	33
Graphique I-17: Les encours d'investissement direct de l'étranger par secteur	35
Graphique I-18a: Indicateur 1-H de diversification de l'industrie luxembourgeoise	36
Graphique I-18b: Indicateur 1-H de diversification des services marchands luxembourgeois	36
Graphique II-1: Évolution de l'emploi au Luxembourg (en milliers)	47
Graphique II-2: Simulation de l'évolution du revenu national par tête (natifs) selon des degrés élevés de substitution ($\sigma = +\infty$, $\sigma = 2$ et $\sigma = 1$)	48
Graphique II-3: Simulation de l'évolution du revenu national par tête (natifs) selon des degrés faibles de substitution ($\sigma = 0,03$ $\sigma = 0,2$ et $\sigma = 0,55$)	49
Graphique II-4: Simulation de l'évolution du salaire des natifs selon le degré de substitution ($\sigma = 0,2$; $\sigma = 1$ et $\sigma = +\infty$)	49
Graphique III-1: Évolution de la valeur ajoutée par travailleur des branches industrielles luxembourgeoises et de la zone (y compris énergie et produits d'extraction)	57
Graphique III-2: Évolution de la valeur ajoutée par travailleur au Luxembourg et dans la zone (secteur marchand hors construction)	58
Graphique III-3: Évolution de la productivité globale des facteurs au Luxembourg et dans la zone (secteur marchand hors construction)	60
Graphique III-4: Évolution des taux d'investissement dans les pays de la zone et au Luxembourg (secteur marchand hors construction)	61

Éléments de synthèse

Analyse annuelle des indicateurs de compétitivité

En 2002, la balance courante luxembourgeoise présente toujours un excédent quoiqu'en léger recul par rapport à l'année 2001 (1,8 mds d'euros en 2002 contre 2 mds d'euros en 2002). Cette évolution s'explique essentiellement par une hausse de la masse salariale des frontaliers et par une légère diminution des revenus sur intérêts des banques. Par ailleurs, en raison du ralentissement des activités du secteur financier et en particulier des commissions sur les organismes de placement collectifs, les exportations de services ont baissé en valeur. Par contre sous l'effet du ralentissement de l'activité économique, les importations ont diminué tandis que les exportations ont augmenté faiblement. Les termes de l'échange (prix à l'exportation par rapport aux prix à l'importation) uniquement calculés pour les biens ont connu en 2001 et 2002 une évolution contrastée à la hausse puis à la baisse, très influencée par les fluctuations des cours du pétrole.

L'indicateur de compétitivité synthétise les conditions externes et internes de la situation compétitive de l'économie luxembourgeoise. Cet indicateur synthétique présente un profil ascendant jusqu'en 1997 suivi par une période relativement stable de 1997 à 2000 et enfin un fléchissement en 2001 pour l'ensemble des branches marchandes luxembourgeoises. En 2001, l'indicateur est stable pour l'industrie, par contre, ce sont les services marchands qui connaissent une détérioration sensible de leur compétitivité. Pour ces branches, cette baisse peut s'expliquer par une cause interne: l'accroissement du coût salarial unitaire. La composante externe (prix étrangers et taux de change) apparaît quant à elle assez stable. La progression du coût salarial dans les services marchands dépasse celle de la productivité du travail, de sorte que le coût salarial unitaire y connaît une variation défavorable. Cette évolution est très liée à l'évolution conjoncturelle caractérisée par le ralentissement observé en 2001.

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

change effectif réel. Sa décomposition permet d'observer les possibilités de répercussion des chocs de compétitivité sur les prix à l'exportation et d'en déduire un comportement soit à dominante « price-taker » soit au contraire marqué par une plus grande autonomie dans la fixation du prix par rapport aux prix étrangers. L'évolution en 2000 et 2001 pour les services marchands montre une situation assez contrainte par les prix étrangers car l'accroissement du coût salarial unitaire n'a pas été répercuté dans une augmentation de prix, la marge étant ajustée à la baisse. L'évolution de la marge des services luxembourgeois présente un profil proche, bien que plus volatile que ses principaux partenaires.

Dans le secteur bancaire, l'indicateur de compétitivité concerne l'intermédiation financière. Il est basé sur les taux créditeurs luxembourgeois et internationaux, le taux débiteur et les coûts opératoires. Depuis le début 2001, les taux d'intérêt internationaux sont à la baisse et l'indicateur reflète un comportement d'ajustement rapide des taux créditeurs par rapport aux taux internationaux, ce qui est moins le cas en période de hausse des taux. Cette asymétrie, permettant à la place luxembourgeoise d'attirer les dépôts sans ajuster rapidement ses taux créditeurs à la hausse, était déjà relevée dans le rapport précédent et semble se confirmer pour les périodes les plus récentes.

En matière d'attractivité du site luxembourgeois, de création d'entreprises et d'emplois, comme les années précédentes, l'essentiel du déploiement des nouvelles entreprises ainsi que la progression de l'emploi s'est réalisé dans le domaine des services aux entreprises. L'enquête sur les investissements directs étrangers pour 2000 (dernière année disponible) montre que le seul secteur bancaire a absorbé 62 % du capital étranger investi dans le système de production du Luxembourg, le montant total est lui-même en nette progression. En dehors du secteur financier, les deux tiers des apports de capitaux étrangers se concentrent sur cinq groupes. De plus, la grande majorité des entreprises faisant l'objet d'investissement direct étranger n'ont qu'un seul investisseur-partenaire étranger.

Immigration et croissance des revenus de l'économie d'accueil

Une analyse adaptée à un petit espace

L'analyse de l'impact économique des flux migratoires sur les économies d'accueil est un des aspects du phénomène des migrations internationales qui non seulement a un caractère d'actualité, mais qui s'avère pertinent pour les petites économies européennes dont la croissance s'est accompagnée de larges flux de travailleurs étrangers. Ainsi, le rôle joué par l'apport de main d'œuvre extérieure dans le processus de croissance peut être considéré comme un élément-clé de la compétitivité à long terme de l'économie luxembourgeoise.

Le niveau de qualification des travailleurs étrangers et les apports en capital humain sont souvent évoqués dans la littérature sur les effets de l'immigration sur l'économie du pays d'accueil. Par contre, l'impact du degré de complémentarité, ou son inverse le degré de substitution, entre les deux sortes de main d'œuvre (autochtone et étrangère) n'est généralement pas abordé. Pourtant ce caractère apparaît prépondérant dans toutes les évaluations des effets de l'immigration sur les salaires des travailleurs autochtones.

A partir d'une modélisation adaptée à un petit espace, inspirée d'une approche classique à la Solow, ce travail s'efforce de montrer l'effet du degré de substitution entre travail étranger et travail autochtone sur le taux de croissance par tête des travailleurs « natifs ». Le modèle est calibré sur la base de valeurs de paramètres plausibles pour le Luxembourg et de résultats empiriques afin de mettre en évidence par une analyse numérique l'effet du

degré de complémentarité sur la croissance par tête et sur le revenu par tête des autochtones

Sous les hypothèses présentées, plus le degré de complémentarité entre les travailleurs étrangers et natifs est fort, plus la trajectoire de croissance du revenu par tête de la population est élevée. Ce résultat est même obtenu dans l'hypothèse où les emplois nouveaux sont occupés par des étrangers. Ainsi, la forte ouverture à l'immigration, caractéristique des petites économies manquant de ressources humaines, apparaît comme un avantage d'autant plus grand que les travailleurs étrangers sont complémentaires aux travailleurs autochtones. C'est seulement à partir d'un certain seuil, vers une complémentarité forte, que des effets de goulets d'étranglement engendrés par une pénurie de main d'œuvre pourraient freiner l'évolution de la croissance par tête.

Cette contribution a surtout pour objectif d'insister sur le lien entre le degré de complémentarité entre deux types de travail (étranger et autochtone) et la croissance du revenu par tête des autochtones ainsi que de montrer que l'attrait de main d'œuvre ne se résume pas à la définition d'un haut degré de qualification. La notion de complémentarité se substitue à celle, plus restrictive, de qualification. D'autant plus que la qualification n'est pas facilement mesurable et transportable car elle peut dépendre de l'environnement dans lequel elle s'insère.

Croissance d'un petit pays dans un espace international

Cette contribution analyse les déterminants de l'évolution tendancielle du produit par tête d'un petit pays intégré dans un espace international en distinguant les causes internes (propres au pays) des causes externes (propres à la zone), alors que les travaux plus traditionnels sur la croissance ne considèrent généralement qu'une économie éventuellement ouverte mais sans prendre en compte les interdépendances entre ce pays et ses voisins. Cette analyse est particulièrement adaptée à l'économie luxembourgeoise; car bien que très intégrée dans l'espace européen, sa productivité du travail est depuis une vingtaine d'années sensiblement supérieure à celle de ses partenaires commerciaux. Cette étude s'inscrit pleinement dans l'analyse de la compétitivité du Luxembourg en faisant apparaître les facteurs de croissance relatifs à l'espace international et ceux spécifiques au Luxembourg.

Par la conception d'une modélisation d'un espace international constitué d'économies interdépendantes, nous mettons en évidence les mécanismes de croissance

tant au niveau global qu'au niveau local à travers l'accumulation de capital. A la différence du modèle de Solow en économie fermée, les niveaux de produit par tête de chaque pays ne sont pas fonction du taux d'investissement domestique, mais dépendent du taux d'investissement moyen de la zone, commun à l'ensemble des économies. Par ailleurs, nous montrons que les différences en matière de productivité globale des facteurs conduisent à des écarts de niveaux de produit par tête. Une composante spécifique de la productivité globale élevée peut permettre à un pays de très petite taille d'établir durablement sa valeur ajoutée par travailleur au-dessus de la moyenne de la zone.

Notre formalisation conduit à une équation testable consistant notamment à évaluer l'influence des facteurs internationaux tels que le taux d'investissement moyen de la zone, ainsi que la productivité globale domestique et de la zone sur la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg.

Une évaluation empirique est appliquée aux branches marchandes luxembourgeoises sur la période 1975-2000. Les résultats économétriques confirment l'importance des variables internationales telles que le taux d'investissement moyen de la zone et la composante relative à la zone de la productivité globale des facteurs. Selon les estimations effectuées, une hausse du taux d'investissement moyen de la zone de 10% conduit à une

augmentation du produit par tête égale à 8.7%. En outre, les gains de productivité globale liés aux caractéristiques propres de la petite économie considérée peuvent élever son produit par tête au-dessus de la moyenne de la zone. Nous avons estimé qu'une hausse de 1% de la composante spécifique de la productivité globale de l'économie luxembourgeoise conduit à une augmentation du même montant de sa valeur ajoutée par travailleur.

PREMIÈRE PARTIE

Indicateurs de compétitivité du Luxembourg

Arnaud BOURGAIN

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Guy SCHULLER

1. Indicateurs de performance extérieure

1.1 Principaux soldes de la balance des transactions courantes

En dépit du ralentissement économique le Luxembourg continue de dégager un excédent courant appréciable de 8% du PIB. En valeur absolue le solde positif se chiffre en 2002 à 1,8 milliard d'euros contre près de 2 milliards en 2001. Ce léger rétrécissement s'explique essentiellement par une nette détérioration du solde des revenus des facteurs de production.

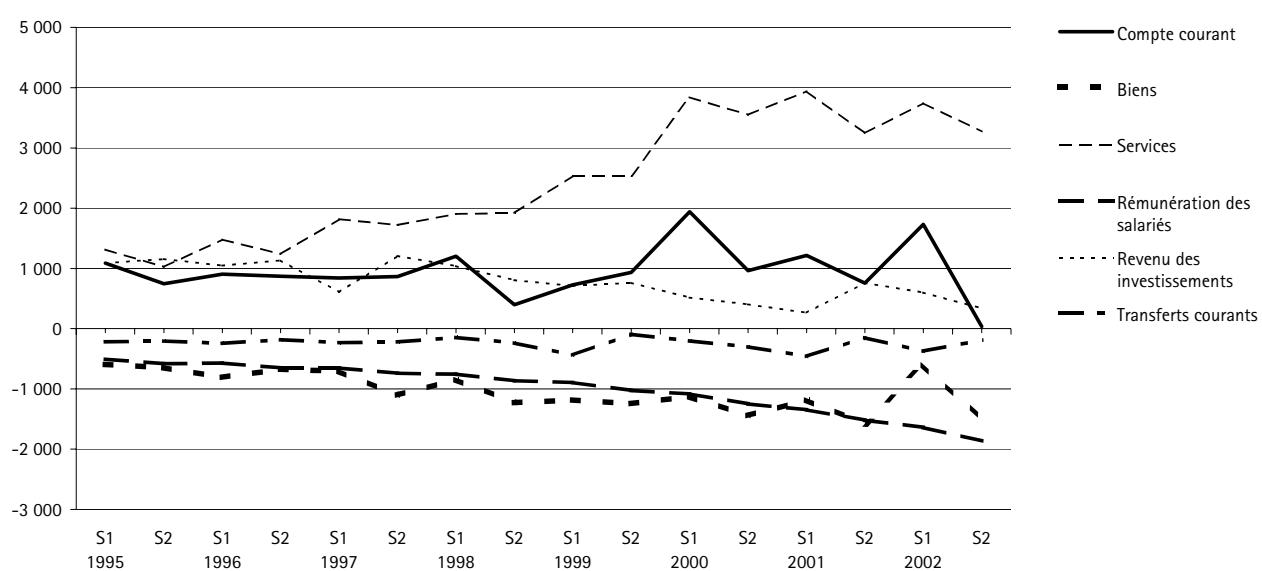
La nouvelle augmentation du nombre des frontaliers (environ 5 000 de plus en un an) et la hausse de leur masse salariale moyenne ont entraîné en 2002 un solde négatif de quelque 3,5 milliards d'euros pour le revenu net du travail, contre 2,9 milliards en 2001. Par ailleurs, l'excédent du revenu des investissements s'est amenuisé de 0,1 milliard d'euros pour se chiffrer en 2002 à 0,9 milliard. Cette évolution s'explique en partie par une légère diminution des revenus sur intérêts des banques.

Cette détérioration de la balance des revenus a été partiellement compensée par la résorption du déficit

commercial passant de 2,8 milliards en 2001 à 2,1 milliards en 2002. Outre des ventes nettes exceptionnelles d'or non monétaire, cette évolution s'explique essentiellement par la contraction des importations. Alors que les exportations ont encore faiblement progressé en valeur, les importations ont reculé sous l'effet d'une réduction substantielle de la demande de biens d'équipement.

Globalement les exportations de services ont baissé en valeur. L'essentiel de ce recul concerne les prestations à l'étranger en matière de services financiers; il est en grande partie à mettre en relation avec l'évolution défavorable des marchés financiers, étant donné qu'une large fraction de ces recettes se rapporte aux commissions calculées sur base de la valeur des organismes de placement collectifs (OPC).

Graphique I-1: Solde de la balance courante du Luxembourg



Source: STATEC

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

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

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

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

Ces écritures en sens inverse se compensent – mais comme elles sont enregistrées dans des balances partielles différentes, les soldes respectifs s'en trouvent affectés. Compte tenu de la présence dans l'économie luxembourgeoise de nombreuses entreprises détenues par des investisseurs directs étrangers, l'impact net au niveau de la balance courante est structurellement négatif, variant au cours des trois dernières années entre EUR 2,7 et 3,2 milliards par an.

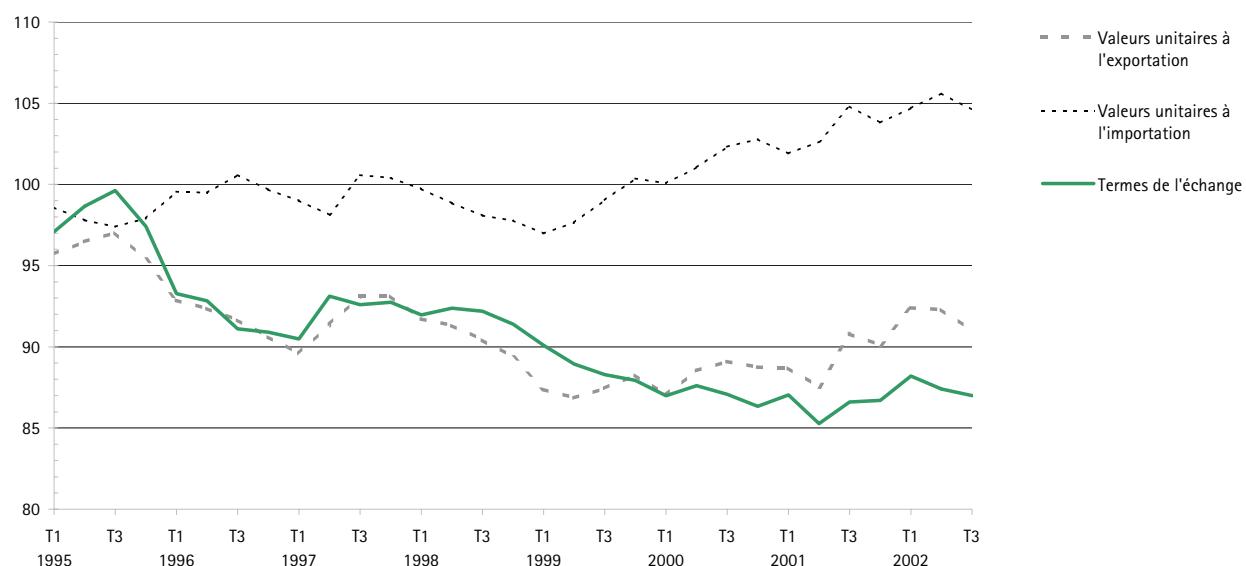
1.2 Indice des termes de l'échange

Entre le milieu de 1997 et le second trimestre de 2001 les termes de l'échange s'étaient progressivement détériorés, baissant de huit points. A partir de 1999 c'est essentiellement une hausse des prix à l'importation (plus forte que celles à l'exportation) qui était à l'origine de cette évolution.

Depuis le troisième trimestre de 2001 les termes de l'échange connaissent un renversement de tendance.

Pendant trois trimestres consécutifs le rapport des valeurs unitaires à l'exportation et de celles à l'importation s'est apprécié pour se tasser légèrement par la suite. Durant cette phase les prix à l'exportation ont connu une hausse significative qui s'est à nouveau tassée au début de 2002. L'évolution des valeurs unitaires à l'importation est marquée au cours des deux dernières années par les fluctuations des cours de pétrole.

Graphique I-2: Termes de l'échange



Source: STATEC

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

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

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

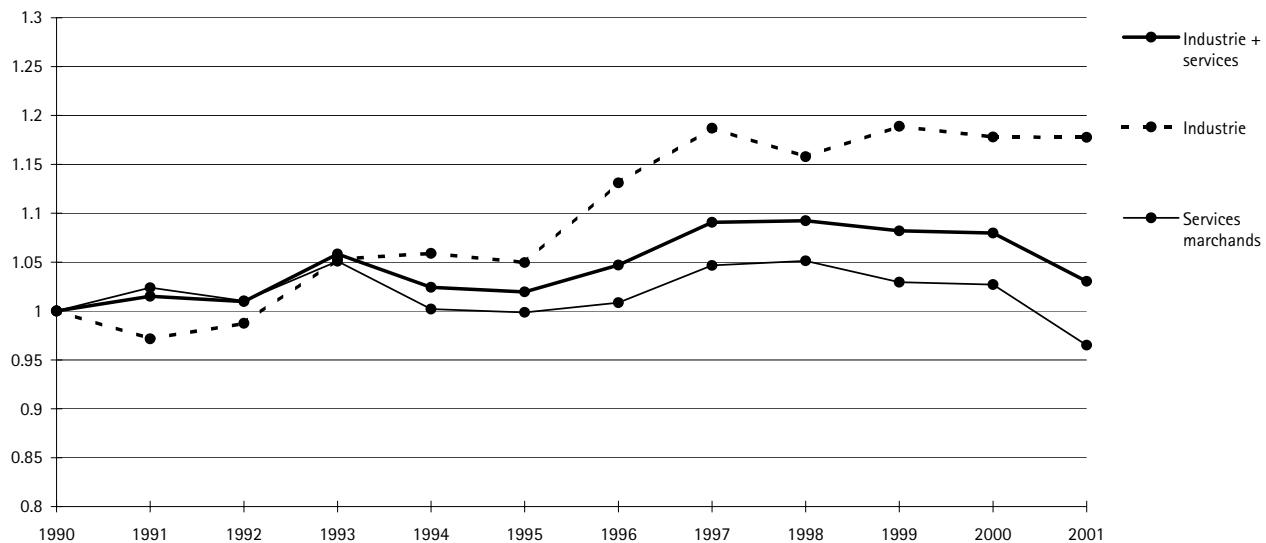
Les indices des valeurs unitaires ne constituent que des mesures imparfaites des véritables mouvements de prix. Un changement dans la composition des produits – ayant des prix différents – repris sous une même position peut ainsi provoquer une variation de la valeur unitaire, sans que les prix proprement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

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

2. Indicateurs synthétiques de compétitivité

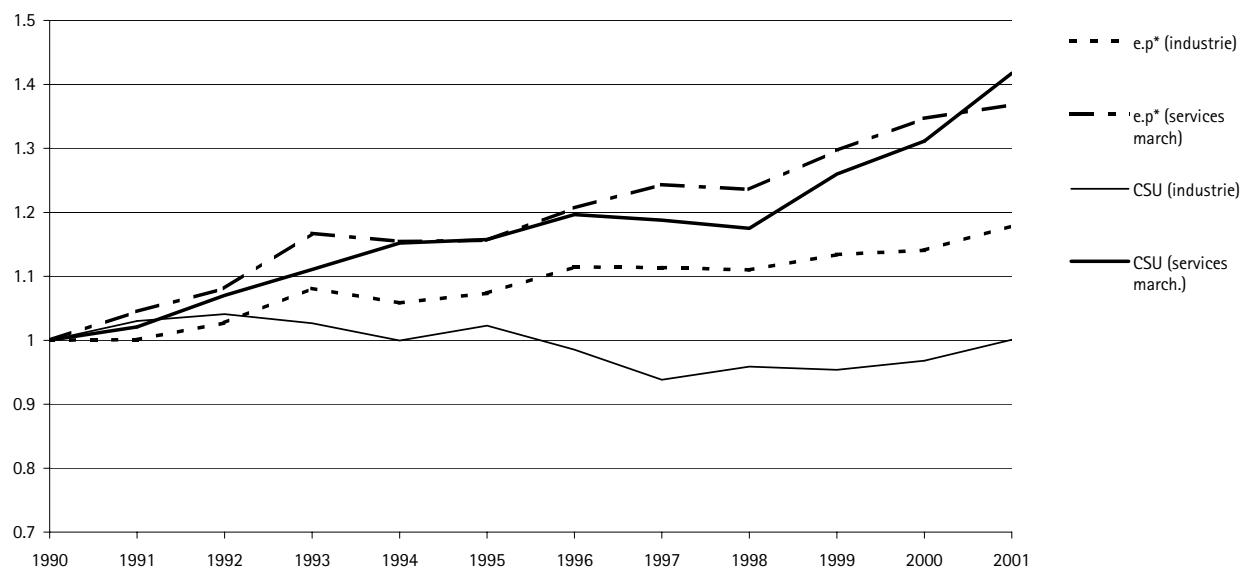
2.1 Industrie et services marchands

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



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

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



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Au cours de la dernière décennie (1990-2000), l'indicateur synthétique de compétitivité, qui compare les prix de production étrangers au coût salarial unitaire domestique, présente un profil ascendant jusqu'en 1997. Cette tendance à la hausse est suivie d'une période relativement stable de 1997 à 2000 pour l'ensemble des branches marchandes luxembourgeoises. Lorsqu'il est calculé pour l'industrie, l'indicateur synthétique se maintient à un niveau élevé sur la période 1997-2001, suite à la hausse amorcée en 1991. En raison du poids important des services marchands dans l'économie, la baisse de l'indicateur de compétitivité en 2001 a affecté la tendance de l'indicateur de l'ensemble des branches.

Rappelons que l'indicateur synthétique (voir encadré) est constitué d'une composante « externe » (prix étrangers corrigés par le taux de change) et d'une composante « interne » (coût salarial unitaire domestique) de compétitivité. Cette décomposition nous permet de rendre compte des origines des modifications de l'indicateur de compétitivité et d'évaluer la marge de manœuvre de l'économie en matière de fixation de prix.

Évolution des conditions internes et externes de compétitivité

Le graphique I-4a présente l'évolution des sources de variations (composantes externe et interne) de l'indicateur I de compétitivité. Pour les **branches industrielles**, les profils relativement similaires (à la hausse) des prix étrangers et du coût salarial unitaire expliquent la stabilité de l'indicateur synthétique depuis 1997. La baisse de l'indicateur de compétitivité des **services marchands** sur la période 1998-2001 semble avoir une origine interne. Le graphique I-4a indique une forte augmentation du coût salarial unitaire dans les

services marchands (depuis 1998) marquée par des accélérations en 1999 et 2001.

La composante interne (coût salarial unitaire) est définie comme le rapport du taux de salaire (w) et de la productivité du travail (VA_q / L). Une hausse du taux de salaire et/ou une baisse de la productivité jouent dans le sens d'un accroissement du coût salarial unitaire qui affecte négativement la compétitivité.

Le tableau I-1 présente les évolutions récentes et tendancielles (taux de croissance annuel moyen) du coût salarial unitaire et de ses deux composantes. En raison du caractère structurel des indicateurs, notamment de la productivité apparente du travail, il convient de s'intéresser au profil de leur évolution sur une dizaine d'années plutôt que de limiter l'analyse à leur évolution conjoncturelle. En effet, un ralentissement conjoncturel peut avoir un impact sur ces indicateurs sans que la tendance générale de la situation compétitive ne soit bouleversée.

Pour les branches industrielles, le coût salarial unitaire est demeuré stable en raison de la progression similaire de la productivité du travail et du taux de salaire nominal (voir tableau I-1) au cours de la dernière décennie. Dans les **services marchands**, les salaires nominaux se sont accrus en moyenne (4.2%) à un rythme plus élevé que la productivité apparente du travail (0.9%). Au cours de la période 1990-2001, le taux de croissance annuel moyen du coût salarial unitaire des branches des services marchands s'est établi à plus de 3%. Les baisses récentes de la productivité du travail (-3.5% en 1999 et -3.6% en 2001) dans les services marchands ont amplifié l'impact de la hausse du taux de salaire nominal sur le coût salarial unitaire.

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

	90-01	90-95	95-01	1998	1999	2000	2001
Industrie + services							
Coût salarial unitaire	2.2	1.9	2.3	-0.8	5.2	3.4	7.1
Productivité apparente du travail	1.6	2.8	0.7	2.1	-1.9	2.3	-2.9
Taux de salaire nominal	3.8	4.8	3.0	1.3	3.2	5.8	4.0
Industrie							
Coût salarial unitaire	0.0	0.5	-0.4	2.2	-0.5	1.5	3.4
Productivité apparente du travail	3.1	3.4	2.8	-1.2	2.8	6.0	-0.2
Taux de salaire nominal	3.1	3.8	2.4	1.0	2.3	7.6	3.1
Services marchands							
Coût salarial unitaire	3.2	3.0	3.4	-1.1	7.2	4.1	8.1
Productivité apparente du travail	0.9	2.3	-0.2	2.5	-3.5	1.1	-3.6
Taux de salaire nominal	4.2	5.3	3.3	1.4	3.4	5.3	4.2

Source: données STATEC; calculs: CREA

- Réaction aux modifications de la compétitivité**

Les graphiques I-4b et I-4c permettent d'analyser les évolutions conjointes de l'indicateur I et de ses deux composantes (M et R). Les écarts entre I et M révèlent la réaction de l'économie exportatrice face à un changement des conditions compétitives (voir l'encadré présentant l'indicateur synthétique). Une situation de

« price-taker » reflète une situation de faible autonomie des firmes domestiques en matière de fixation de prix: elles ont tendance à répercuter la modification des prix étrangers sur leurs marges (M) de manière à maintenir leur compétitivité-prix (R). Dans une situation de « price-setter », les firmes ont la possibilité de ne pas ajuster leur marge suite aux variations de prix étrangers.

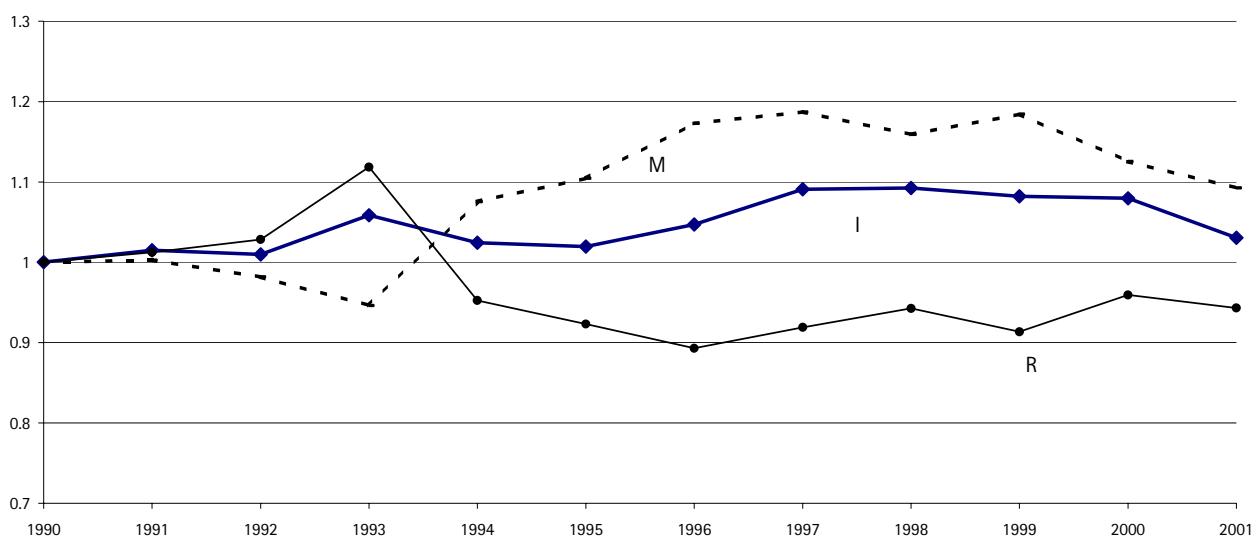
Entre 1993 et 1997, la marge des **services marchands**¹ avait connu une évolution très favorable et s'était établie à ce niveau jusqu'en 1999. La forte progression du coût salarial unitaire observée dans les services marchands depuis 1999 n'a pu être compensée par une hausse des prix comme l'indique la baisse de la marge M (voir graphique I-4b). Cette évolution semble suggérer un comportement de « price-taker » déjà évoqué dans le précédent rapport (2001).

L'indicateur synthétique I présente un profil stable en 2001 pour **l'industrie**. Bien que le coût salarial unitaire

ait augmenté récemment (en 2000 et 2001), les branches industrielles ont pu maintenir leur marge par le biais d'une hausse des prix à l'exportation. Les prix étrangers s'élèvent à un rythme supérieur aux prix domestiques, l'indicateur de compétitivité-prix (R) enregistre une légère augmentation.

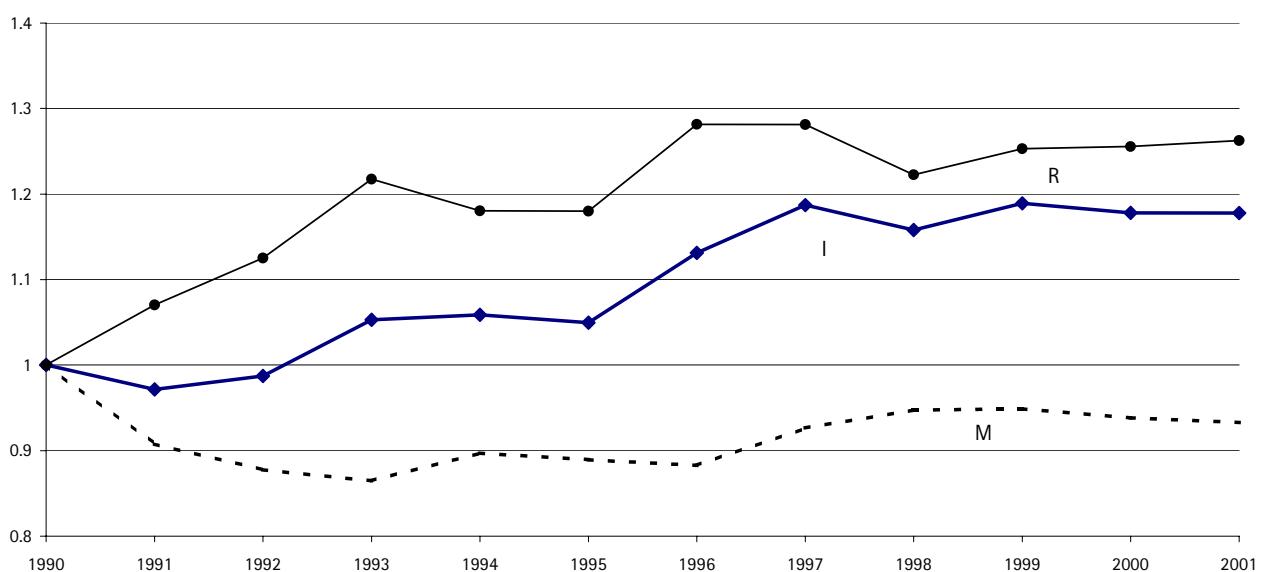
Une analyse plus détaillée de ces évolutions peut être menée à partir de l'examen des composantes « compétitivité-prix » et « marge » de l'indicateur synthétique (voir sections 3 et 4 de cette partie).

Graphique I-4b: Décomposition de l'indicateur de compétitivité (Industrie et services marchands)



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

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



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

¹ En raison du poids important des services marchands dans l'économie luxembourgeoise, l'évolution de leur marge a affecté la tendance de l'indicateur calculé pour le secteur marchand luxembourgeois (industrie et services marchands).

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

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

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

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

Un tel indice fait la synthèse entre deux sources possibles de compétitivité: externe au numérateur et interne au dénominateur. Les ingrédients sont en fait un indice pondéré de prix étrangers, le taux de change effectif et le coût unitaire mesuré ici par le coût salarial unitaire. Le coût salarial unitaire est le rapport entre la masse salariale ($w \cdot L$) et la valeur ajoutée exprimée à prix constants ($VA_q = VA / P^2$), ou le rapport entre le salaire et

$$\text{la productivité du travail} \left(\frac{w}{VA_q / L} \right)$$

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

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

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

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

- Cas 1: la pression concurrentielle s'élève (baisse de la composante externe e.P*)**. Deux réactions extrêmes sont envisageables:
 - Lorsque les exportateurs sont très contraints par les prix étrangers, l'ajustement a tendance à se faire par les marges.
 - Une plus grande autonomie des exportateurs nationaux en matière de fixation du prix domestique par rapport aux prix internationaux peut aboutir à sauvegarder la marge, en faisant baisser R .
- Cas 2: le coût salarial domestique s'accroît (hausse de la composante interne)**. La marge peut être préservée si les exportateurs ont la possibilité de répercuter cette augmentation sur leur prix. Au contraire, s'ils sont contraints de s'aligner sur les prix étrangers, la marge sera ajustée à la baisse.

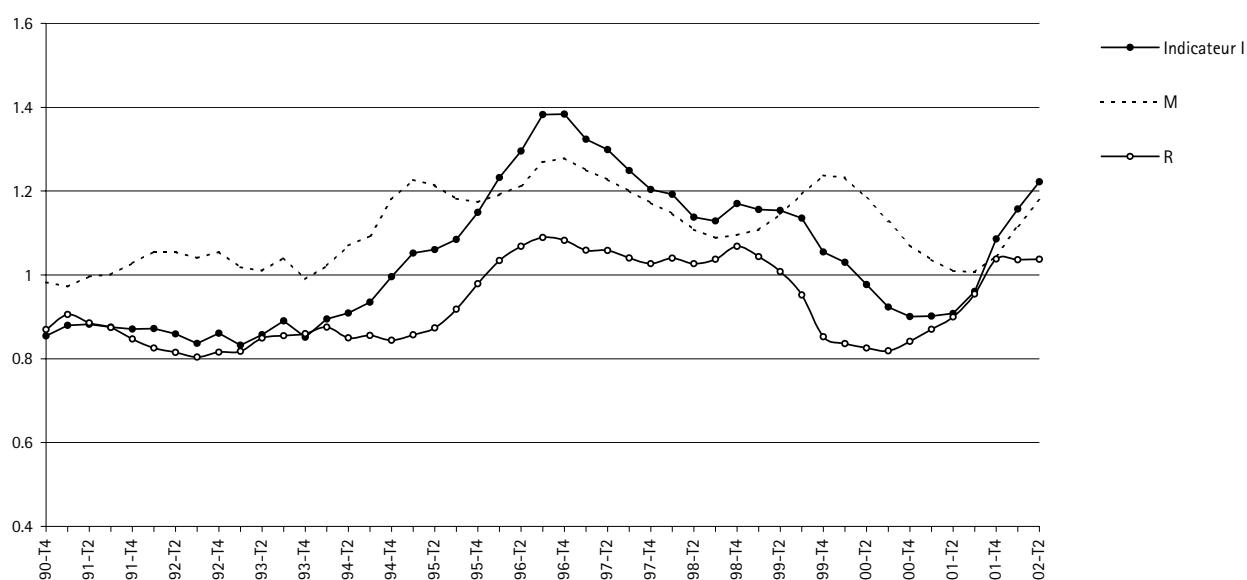
Ces différentes réactions peuvent être distinguées grâce à l'écart entre l'indicateur I et l'indicateur M . Ainsi, en cas d'une réaction passive (price-taker), l'évolution de I et de M seront très proches. Au contraire, un écart dans leur évolution met en évidence une plus grande autonomie dans la fixation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

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

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

2.2 Indicateur synthétique de compétitivité de l'intermédiation financière

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



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

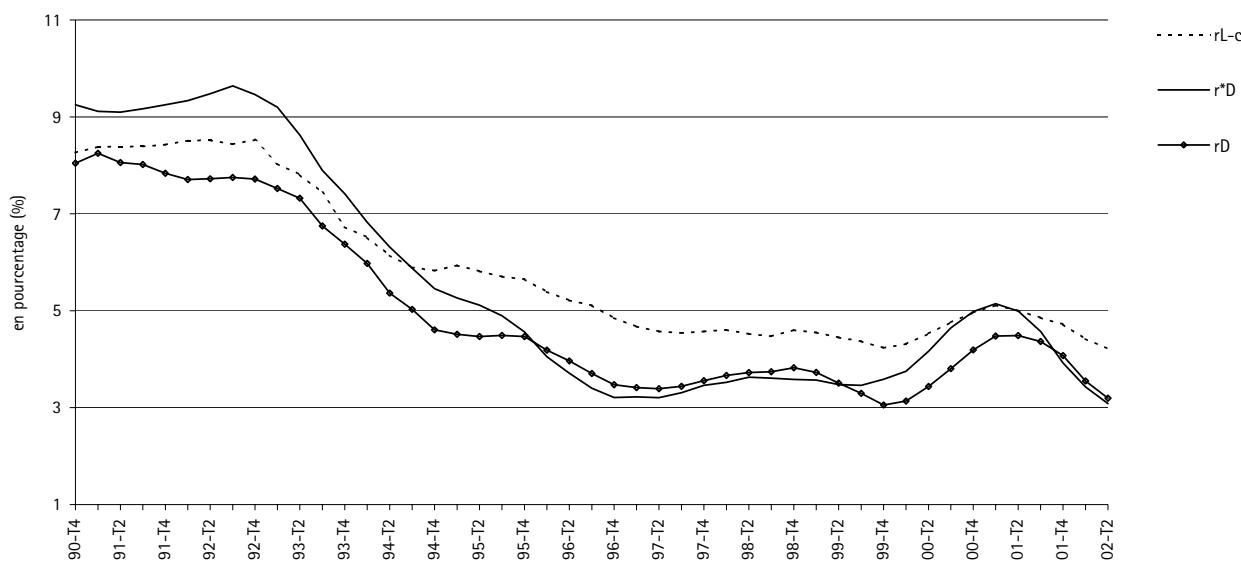
L'évolution de l'indicateur I de compétitivité de l'intermédiation financière, ainsi que celle de ses deux composantes M (marge) et R (indicateur d'écart entre taux domestique et taux étranger) pour le secteur bancaire luxembourgeois (4^{ème} trimestre 1990-2^{ème} trimestre 2002) apparaissent sur le graphique I-5a. Ces indicateurs sont basés sur des données trimestrielles issues des comptes de résultats et des bilans de l'ensemble des banques de la place luxembourgeoise (voir encadré).

L'indicateur de compétitivité I de l'intermédiation financière est défini comme le rapport des taux débiteurs (nets des coûts opératoires) domestiques et du taux d'intérêt créditeur étranger. Le graphique I-5a fait apparaître un profil à la baisse de l'indicateur I du quatrième trimestre 1999 au premier trimestre 2001. Cette baisse s'explique par une croissance des taux étrangers supérieure à celle des taux débiteurs

domestiques. La hausse récente (depuis le début de l'année 2001) de l'indicateur I est causée par une réduction des taux débiteurs nets des coûts opératoires ($r_d - c$) moins importante que la baisse des taux créditeurs étrangers (r_{d*}) (voir graphique I-5b).

La décomposition de l'indicateur I permet de mieux percevoir la réaction des banques domestiques suite à la variation des taux d'intérêt créditeurs étrangers. Cet indicateur est le produit de R (écart entre taux domestiques et taux étrangers) et de l'indicateur de marge M qui est défini comme le rapport des taux débiteurs (nets des coûts opératoires) aux taux créditeurs domestiques. L'évolution de I sera d'autant plus proche de l'évolution de M que l'adaptation des taux créditeurs domestiques (r_d) aux taux créditeurs étrangers est parfaite ($r_d = r_{d}$). Le graphique I-5b permet d'examiner dans quelle mesure on observe un décalage dans l'évolution de ces deux taux.*

Graphique I-5b: Taux d'intérêts débiteurs (nets des coûts opératoires) et créditeurs domestiques et créditeurs étrangers



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

Du quatrième trimestre 1999 au premier trimestre 2001, l'évolution à la **hausse des taux créditeurs étrangers** (r^*D) est suivie d'un ajustement des taux créditeurs domestiques (rD) (voir graphique I-5b) avec un décalage d'un trimestre. Le retard dans l'adaptation des taux domestiques rD par rapport aux taux étrangers joue dans le sens d'une baisse de l'indicateur R. Puisque les taux débiteurs (nets des coûts opératoires) augmentent dans une proportion moindre que les taux créditeurs, la marge M se réduit également.

La **diminution des taux créditeurs étrangers** à partir du deuxième trimestre 2001 jusqu'au deuxième trimestre 2002 est suivie d'une adaptation à la baisse des taux domestiques dans une proportion équivalente lors du trimestre suivant (voir graphique I-5b). Cette observation

(déjà relevée dans le rapport 2001) semble confirmer le comportement d'ajustement par rapport aux taux internationaux en période de baisse des taux et un comportement inverse (moindre ajustement) en période de hausse des taux. L'adaptation presque parfaite au début 2002 du taux créditeur domestique suggère un comportement de « price-taker ». L'absence d'écart entre les taux domestiques et étrangers est reflétée de manière graphique par une courbe représentative de l'indicateur R plate. Bien que la baisse du taux débiteur domestique (r_j) joue dans le sens d'une baisse de la marge, elle a été plus que compensée par les réductions du coût unitaire (qui a débuté fin de l'année 2000) et du taux de rémunération des dépôts (voir graphique I-5b). L'indicateur de marge M présente un profil à la hausse pour l'année 2001 (voir graphique 1-5a).

Indicateur de compétitivité de l'intermédiation financière

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

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

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

Une augmentation de l'indicateur I peut être considérée comme le signe d'un accroissement de la compétitivité de l'intermédiation financière. Elle peut résulter soit d'une augmentation du taux débiteur (r_L), soit de la baisse du coût unitaire (c) ou du taux créditeur des concurrents (r_D^) ou bien d'une combinaison de ces différentes variations.*

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

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

$\frac{r_D}{r_D^*}$. Ce coefficient R peut s'interpréter comme un indicateur de compétitivité-prix des dépôts, car plus R est élevé plus les dépôts domestiques sont rémunérés par rapport aux dépôts à l'étranger.

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

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

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

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

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

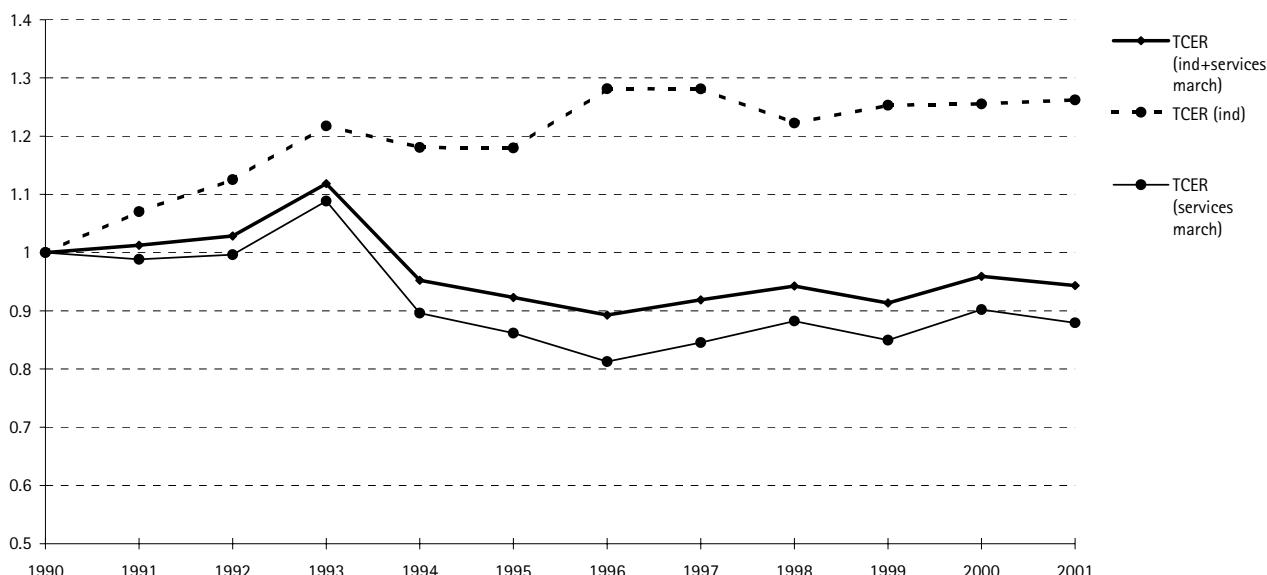
r_D : taux créditeur (taux implicite moyen pour l'ensemble des banques domestiques)

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

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

3. Indicateurs de compétitivité-prix

Graphique I-6: Taux de change effectifs réels (sur la base des déflateurs de la valeur ajoutée), base 100 en 1990



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

D'une manière générale, les branches ayant une certaine maîtrise sur les prix voient leur position de compétitivité-prix s'améliorer si les prix des concurrents étrangers s'accroissent plus rapidement que les prix domestiques¹. Comme les principaux partenaires commerciaux du Luxembourg font partie de l'union monétaire, les fluctuations du taux de change ont peu d'incidence sur le taux de change effectif réel. Seules les variations du dollar et de la livre sterling peuvent avoir une influence, mais leur pondération dans notre indicateur est respectivement de 13 % et 10 %. Les variations du taux de change effectif réel (graphiques I-6) sont donc principalement causées par des variations de prix.

Le taux de change effectif réel (indicateur R), défini comme le rapport entre les prix étrangers corrigés du taux de change et les prix domestiques correspondants, présente une relative stabilité dans les services marchands et dans l'industrie. Néanmoins, on observe une légère diminution du taux de change effectif réel R pour les **services marchands** suite à une faible augmentation en 2000. Dans l'**industrie**, l'indicateur de compétitivité externe R s'améliore très légèrement sur la période 1999-2001.

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

Le taux de change effectif réel:

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

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 1998: 82 % des exportations totales de biens et 84 % 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.

Sources des données utilisées:

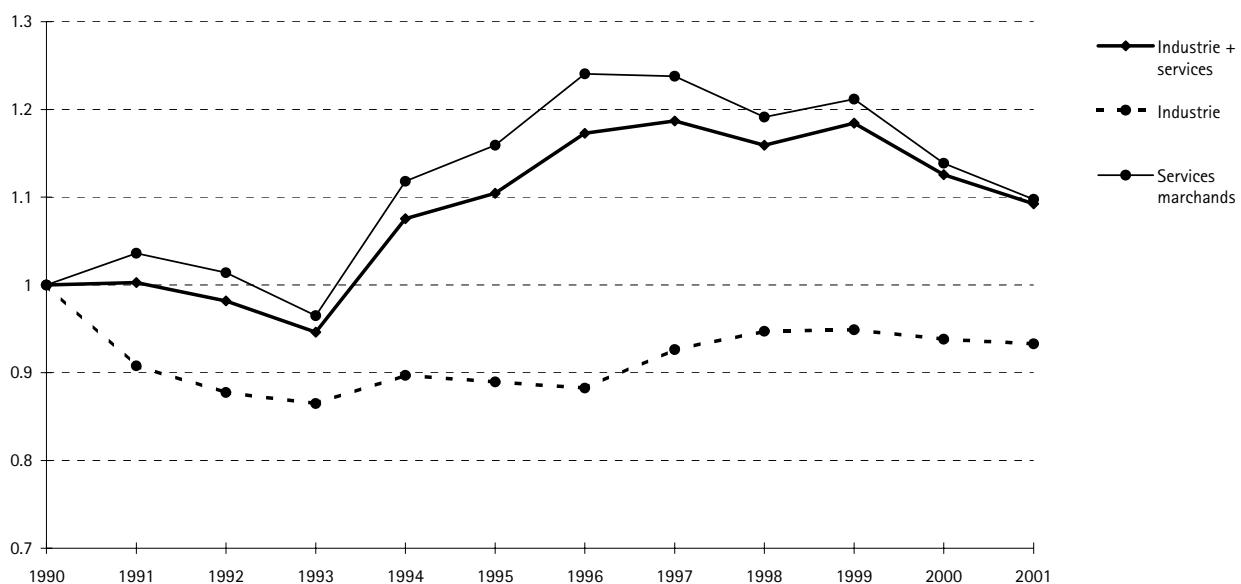
- taux de change (e): Eurostat (valeurs en fin de période)
- prix étrangers (P^*): déflateur de la valeur ajoutée (Eurostat)
- prix domestiques (P): déflateur de la valeur ajoutée (STATEC)

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

4. Indicateurs de rentabilité, de coûts et de productivité

4.1 Indicateur de marge sur coût salarial unitaire:

Graphique I-7: Indicateur M: marge sur coût salarial unitaire, industrie et services marchands, base 100 en 1990



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

Pour les **branches industrielles** (voir graphique I-7), l'indicateur de marge sur coût salarial unitaire (M) apparaît relativement stable sur la période 1990-2001. Les importants gains de productivité dans l'industrie ont compensé certaines baisses de prix et les hausses de salaires. L'évolution de cet indicateur est plus contrastée dans les **services marchands**. Les hausses de marge sur la période 1994-1997 sont suivies par des baisses en 1998, 2000 et 2001.

Les graphiques I-8 et I-9 présentent les évolutions de la marge sur coût salarial unitaire pour le Luxembourg et ses cinq principaux partenaires commerciaux. En termes d'évolution tendancielle (1990-2001), seules les **branches marchandes néerlandaises** sont caractérisées

par une détérioration de leur rentabilité, soit -0.2% en moyenne par an. Pour l'**industrie**, le Luxembourg et l'Allemagne¹ ont enregistré (en moyenne) une diminution de l'indicateur M comprise entre -0.6% et -0.3%.

Le graphique I-8 indique une évolution de l'indicateur M calculé pour les **branches marchandes luxembourgeoises** relativement proche du profil de la marge des deux principaux partenaires commerciaux: la Belgique et l'Allemagne. Les variations à la hausse ou à la baisse de la marge sur coût salarial unitaire enregistrées par l'économie luxembourgeoise sont plus amplifiées. En 2001, l'ensemble des pays connaît une baisse de l'indicateur M, à l'exception de l'Italie.

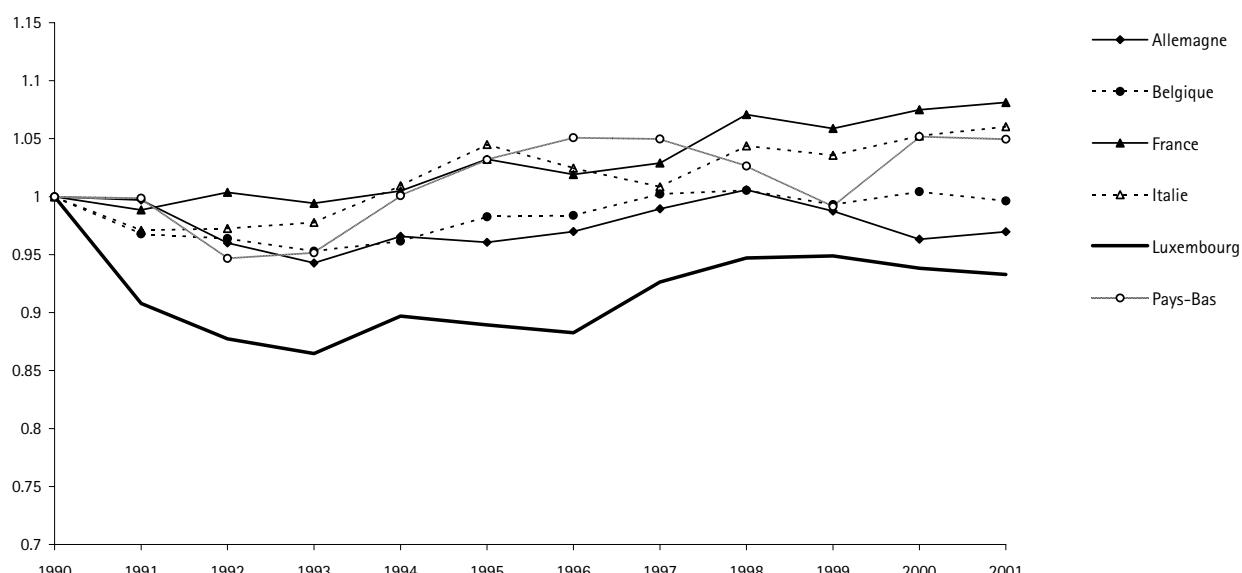
¹ Le taux de croissance annuel moyen de l'indicateur M calculé pour les branches industrielles belges est presque nul.

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

Source: données STATEC et Eurostat¹¹; calculs: CREA

Pour l'**industrie** (graphique I-9), l'évolution de la marge au Luxembourg est proche de celle de l'Allemagne. Les fluctuations de l'indicateur M sont plus importantes

(volatilité plus élevée) dans les branches industrielles luxembourgeoises et néerlandaises.

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

Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Indicateur de marge sur coût salarial unitaire:

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

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

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

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

¹¹ L'indicateur M en 2001 pour la France a été évalué à l'aide des données INSEE (pour l'ensemble de l'économie)

4.2 Déterminants des marges sur coût salarial unitaire

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

composantes. Les graphiques I-11 et I-12 présentent pour chaque année les contributions (exprimées en taux de variation annuels) de chaque composante de l'indicateur marge sur coût salarial unitaire (M).

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

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

	90-01	90-95	95-01	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Industrie + services	0.8	2	-0.2	13.7	2.7	6.2	1.2	-2.3	2.2	-5	-2.9
Industrie*	-0.6	-2.3	0.8	3.7	-0.8	-0.8	5	2.2	0.2	-1.1	-0.6
Services marchands	0.9	3	-0.9	15.8	3.7	7	-0.2	-3.8	1.7	-6	-3.6

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

	90-01	90-95	95-01	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Industrie + services											
Productivité apparente du travail	1.6	2.8	0.7	2.9	-0.3	0.3	4.3	2.1	-1.9	2.3	-2.9
Prix de la valeur ajoutée	3.0	4.0	2.2	15.6	3.6	7.7	-0.7	-3.1	7.5	-1.7	4.0
Salaires nominaux	3.8	4.8	3.0	4.7	0.6	1.7	2.3	1.3	3.2	5.8	4.0
Industrie											
Productivité apparente du travail	3.1	3.4	2.8	4.4	0.1	4.5	5.1	-1.2	2.8	6.0	-0.2
Prix de la valeur ajoutée	-0.6	-1.9	0.4	1.0	1.5	-4.4	-0.1	4.5	-0.3	0.4	2.8
Salaires nominaux	3.1	3.8	2.4	1.6	2.4	0.7	0.1	1.0	2.3	7.6	3.1
Services marchands											
Productivité apparente du travail	0.9	2.3	-0.2	2.2	-0.5	-1.1	3.8	2.5	-3.5	1.1	-3.6
Prix de la valeur ajoutée	4.1	6.1	2.5	20.1	4.2	10.6	-0.9	-4.8	9.0	-2.2	4.2
Salaires nominaux	4.2	5.3	3.3	6.0	0.0	2.2	3.1	1.4	3.4	5.3	4.2

* : Les branches industrielles comprennent les industries extractives et manufacturière, y compris eau, gaz, électricité.

Source : données STATEC; calculs : CREA.

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

Les évolutions annuelles et tendancielles de l'indicateur de marge sur coût salarial unitaire (M) apparaissent dans le tableau I-2. L'indicateur M s'est élevé en moyenne au rythme annuel de 0.8% dans les **branches marchandes** au cours des onze dernières années. La marge sur coût salarial unitaire a augmenté de 1993 à 1997. A partir de 1998, l'indicateur présente un profil à la baisse, à l'exception de 1999. Cette évolution contrastée est à mettre en relation avec un ralentissement de la croissance du prix de la valeur ajoutée et une tendance à

la baisse (faible) de la productivité du travail. En raison du poids important des **services marchands** dans l'économie luxembourgeoise, le profil d'évolution de l'indicateur de marge M est relativement proche du celui du secteur marchand. Le ralentissement important de la croissance du prix de la valeur ajoutée dans les « services financiers »¹ entre 1993-1997 et 1997-2001 a affecté l'évolution du prix de la valeur ajoutée des services marchands. Les baisses de la productivité du travail sur la période 1997-2001 dans les « services immobiliers et aux entreprises » et les « services financiers » peuvent s'expliquer par une forte croissance de l'emploi. Jusqu'en 1999, l'augmentation de la productivité du travail dans les services marchands luxembourgeois a été supérieure à celle des cinq autres pays² (voir graphique I-10b). Enfin, le graphique I-11 indique que les variations de l'indicateur de marge pour l'industrie et les services sont très fortement corrélées avec le prix de la valeur ajoutée qui demeure très volatile. Ce phénomène qui s'accentue entre 1993 et 1998 est le reflet de l'absence de décalage (ou de décrochage) entre le salaire et la productivité apparente du travail.

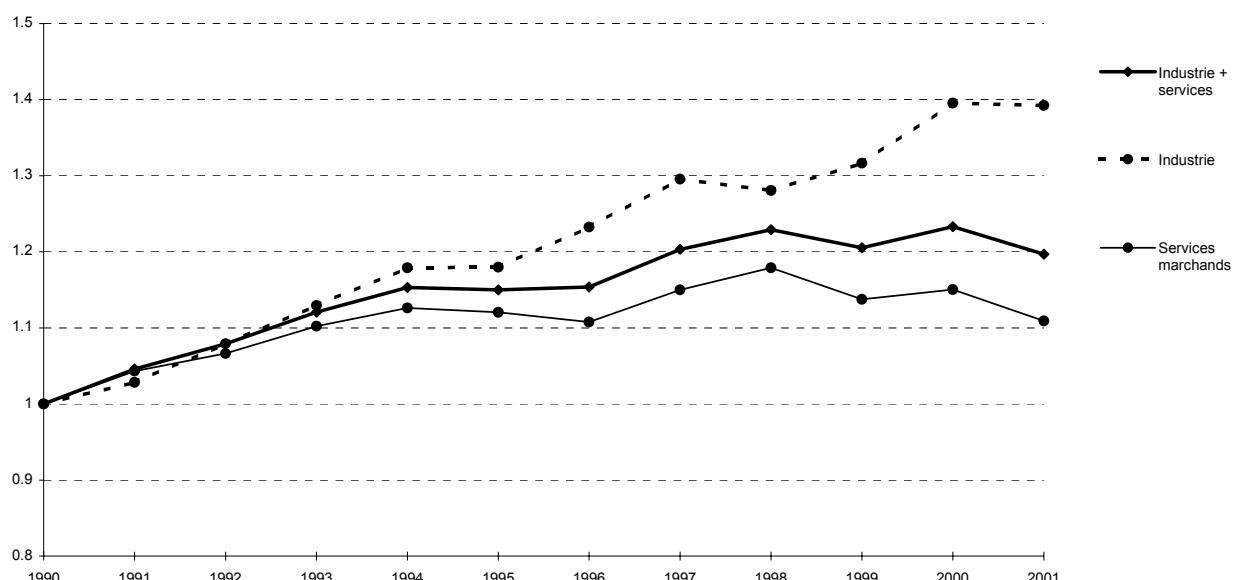
¹ La valeur ajoutée (à prix courants) de la branche « services financiers » représente environ 38% (en 2001) de la valeur ajoutée des services marchands.

² Les cinq principaux partenaires commerciaux du Luxembourg (LU) sont: l'Allemagne (DE), la Belgique (BE), la France (FR), l'Italie (IT), et les Pays-Bas (NL).

Après trois années consécutives de hausse (1997-1999), l'indicateur de marge M s'est stabilisé dans l'**industrie**. L'année 2000 a été marquée par une forte augmentation des salaires nominaux et l'année 2001 par légère baisse de la productivité du travail. Le graphique I-12 fait apparaître une forte similitude entre les fluctuations de la marge sur coût salarial unitaire et le prix de la valeur ajoutée notamment sur les périodes 1991-1994 et 1999-

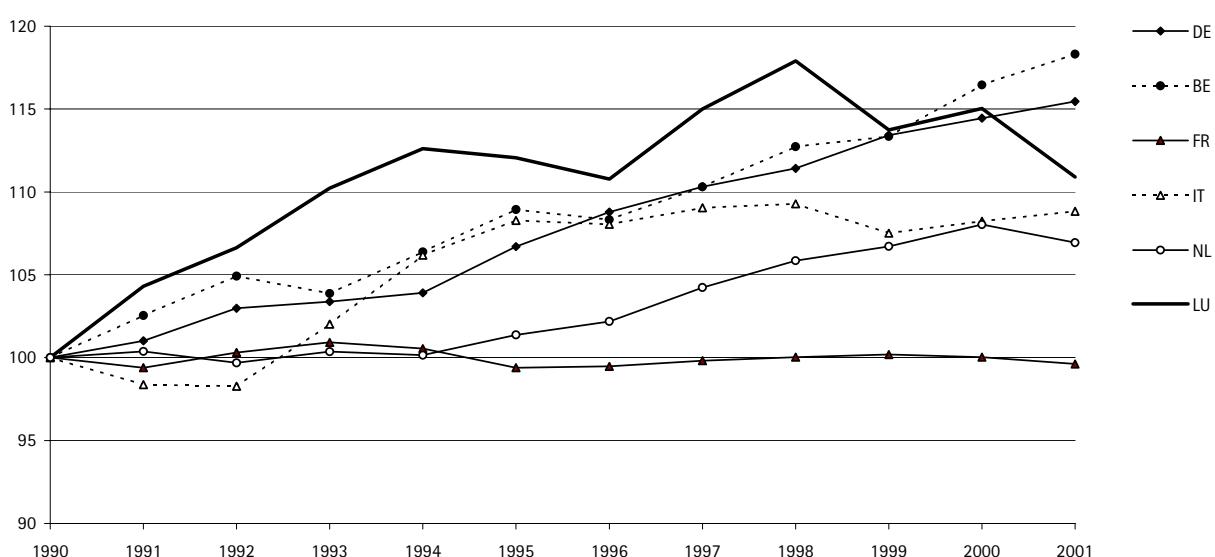
2001, en raison de l'évolution en phase des salaires et de la productivité apparente du travail. La comparaison avec ses cinq principaux partenaires (voir graphique I-10c) indique que l'évolution de la productivité apparente du travail des branches industrielles luxembourgeoises est très proche de celle des autres pays, à l'exception de l'Italie (à partir de 1996).

Graphique I-10a: Productivité apparente du travail dans l'industrie et les services marchands (base 100 en 1990)



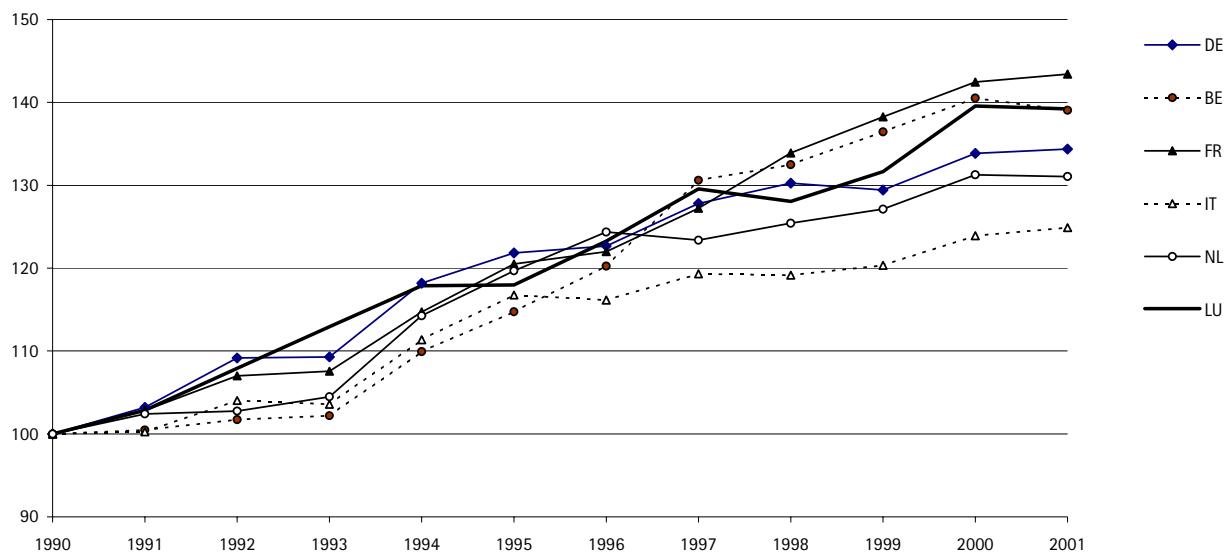
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-10b: Productivité apparente du travail (services marchands), base 100 en 1990



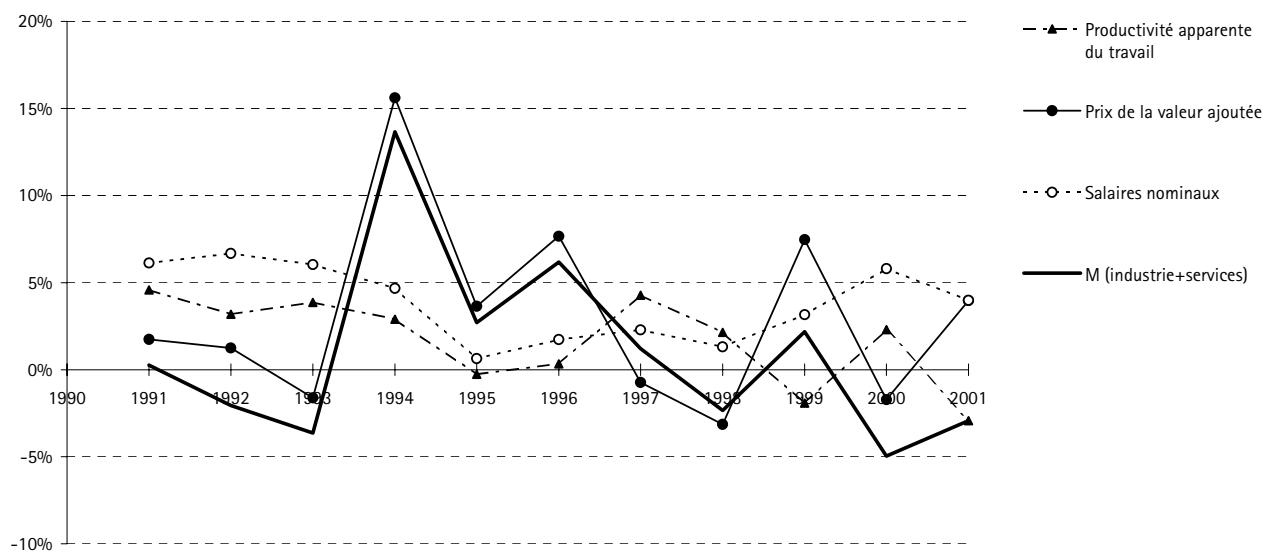
Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-10c: Productivité apparente du travail (Industrie), base 100 en 1990

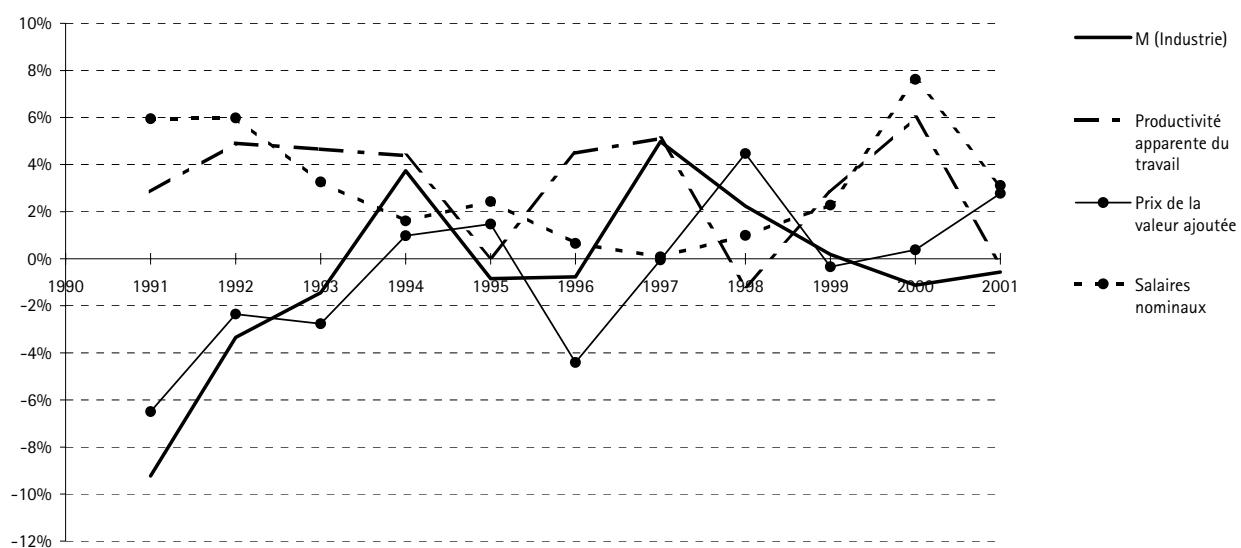


Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-11: Déterminants des marges sur coût salarial (industrie et services marchands), variations annuelles



Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Graphique I-12: Déterminants des marges sur coût salarial (industrie totale), variations annuelles

Source: données STATEC et Eurostat; calculs: CREA

Décomposition de l'indicateur marge sur coût salarial unitaire:

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

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

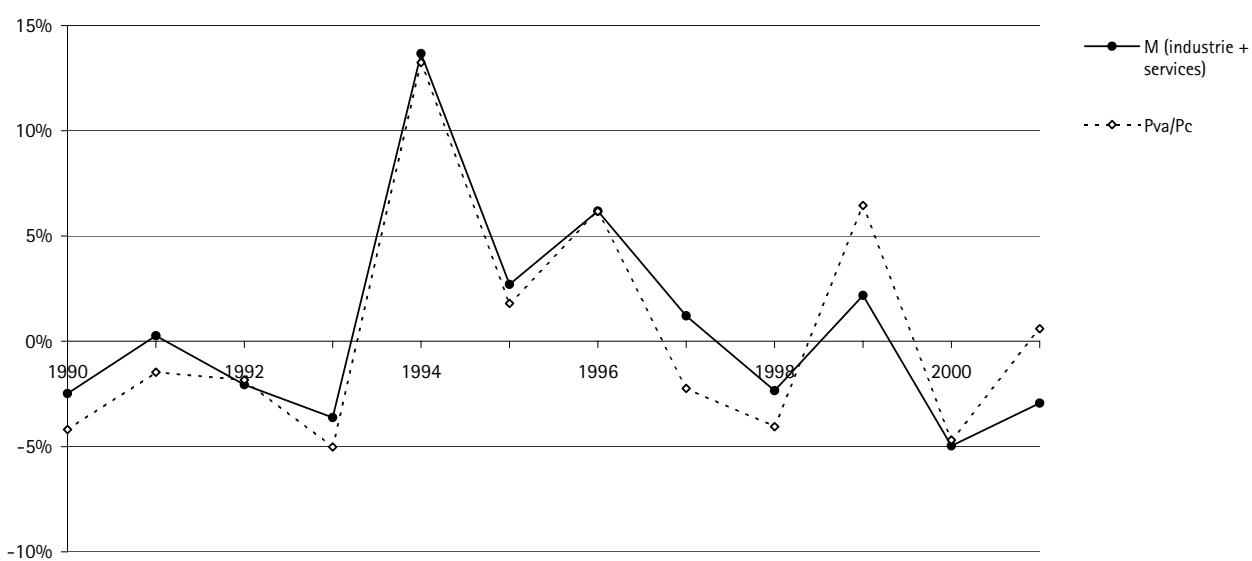
P: Indice du prix de la valeur ajoutée (impact positif sur M)

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

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

- Termes de l'échange modifiés**

Graphique I-13: Marge sur coût salarial et termes de l'échange modifiés (industrie et services marchands), en taux de croissance annuels



Source: données STATEC; calculs: CREA

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

Le graphique I-13 indique une évolution similaire (dans le même sens) entre les termes de l'échange modifiés (p/pc) et l'indicateur M de rentabilité. Jusqu'en 1998, l'écart

entre les taux de variation de la marge sur coût salarial unitaire (M) et des termes de l'échange modifiés est positif (la courbe en gras se situe au-dessus de la courbe en pointillés). Cet écart positif signifie (voir encadré) que la productivité apparente du travail s'est élevée à un rythme supérieur (ou a diminué à un rythme inférieur) à celui du salaire réel (w/pc). Cette évolution s'est inversée depuis 1999 en raison de la baisse de la productivité apparente du travail en 1999 et 2001, et d'une augmentation plus rapide du salaire réel (salaire déflaté par les prix à la consommation) en 2000.

- *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.

$$\text{Expression des termes de l'échange modifiés} = \frac{P}{P_c}$$

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

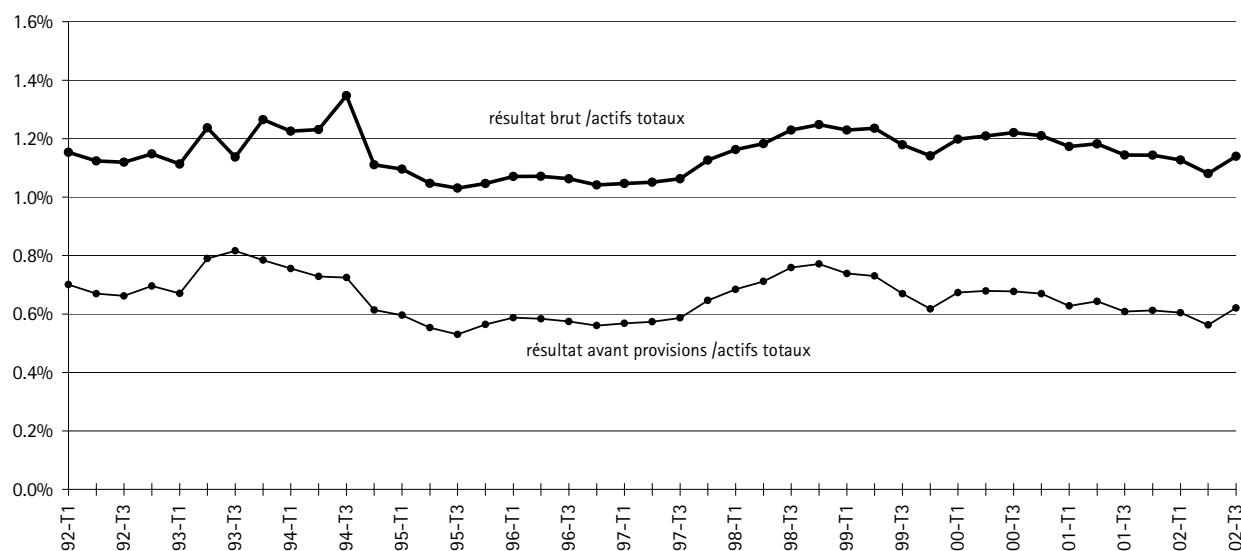
Ce rapport a un impact positif sur l'indicateur de rentabilité M (les autres composantes étant égales par ailleurs):

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

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

4.3 Indicateurs de rentabilité des banques

Graphique I-14: Indicateurs de rentabilité des banques



Source: BCL; calculs CREA

La tendance à la baisse du résultat brut sur actifs totaux observée depuis le deuxième trimestre 2001 s'est poursuivie jusqu'au deuxième trimestre 2002. Ce fléchissement de la rentabilité au cours du premier semestre 2002 s'explique par une détérioration conjointe de la marge sur intérêts et des revenus nets hors intérêts (voir bulletin trimestriel 20022 de la Banque Centrale du Luxembourg (BCL), p. 37). Aux troisième et quatrième trimestres 2002, on assiste à une amélioration du résultat brut. La reprise observée au troisième trimestre 2002 semble être expliquée par la réalisation de plus-values exceptionnelles liées à la vente de titres de participation (voir Bulletin trimestriel 20023 de la BCL, p. 41). Le rapport du résultat brut aux actifs totaux du

quatrième trimestre 2002 retrouve (presque) son niveau (1.2%) prévalant au premier trimestre 2000.

Face à la détérioration du résultat brut, les banques se sont efforcées de réduire leurs coûts (frais de personnel et autres frais d'exploitation). En raison de la baisse des frais d'exploitation au deuxième trimestre 2002, le résultat avant provisions a été réduit d'un montant inférieur à celui du résultat brut.

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

Indicateurs de rentabilité des banques:

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

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

$\frac{\text{résultat net avant provisions}^{**}}{\text{total actif}} ** \text{résultat brut} - \text{charges d'exploitations}$

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...

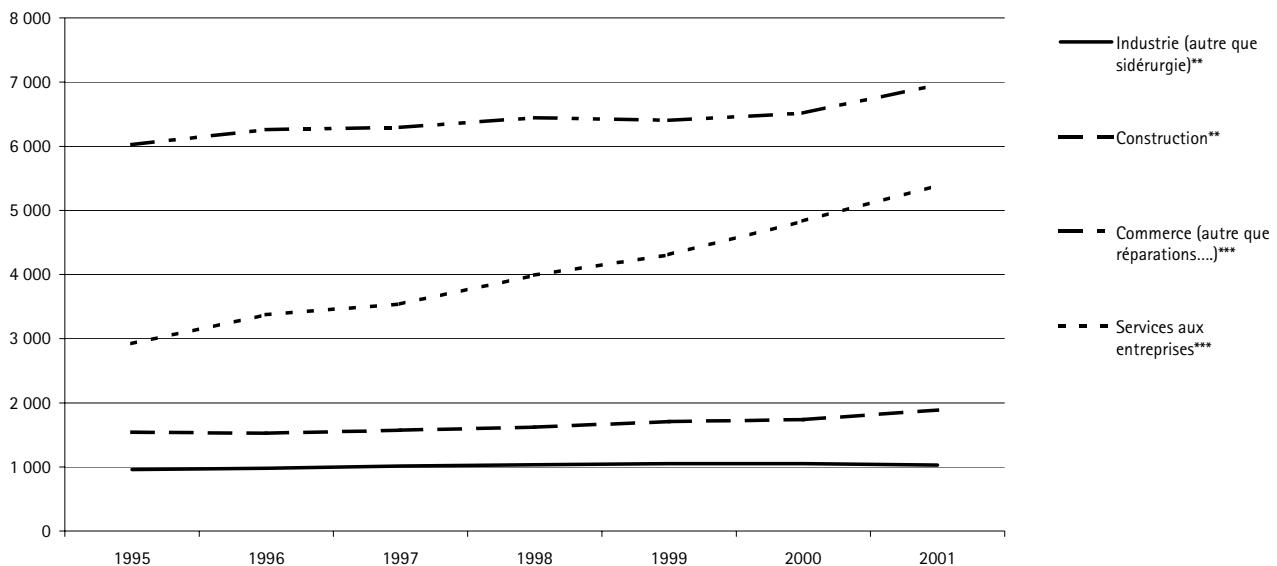
Ces deux ratios d'exploitation, d'un usage très courant expriment de manière globale le rendement des actifs, mais ont l'inconvénient de placer tous les actifs sur le même plan alors que leurs risques sont différents, et ils négligent également les activités hors-bilan qui se sont largement développées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

Source des données: BCL

5. Indicateurs d'attractivité et de diversification

5.1 Nouvelles entreprises

Graphique I-15: Évolution du nombre d'entreprises



Source: STATEC

Quatre branches d'activité sont retenues pour l'analyse de la création d'entreprises: l'industrie, la construction, le commerce et l'activité des services aux entreprises.

En termes absolus, le commerce est la branche qui comprend de loin le plus d'unités légales (7 165 en 2001). Après une augmentation régulière au cours des années 90, l'on note en 1999 une légère diminution du nombre, qui est en partie due aux mouvements de concentration. Néanmoins les années 2000 et 2001 sont à nouveau marquées par une croissance du nombre unités légales qui est particulièrement forte en 2001 (+439).

Entre 1990 et 2001, le nombre des unités d'activité économique du secteur de la construction a progressé de plus de 50% pour passer de 1220 unités en 1990 à 1888 en 2001. En 2001 quelque 150 unités supplémentaires ont été enregistrées par rapport à l'année précédente. Par contre, dans l'industrie le nombre total d'unités d'activité économique a progressé beaucoup plus lentement et il a même reculé en 2000 et 2001 pour retomber en-dessous du niveau de 1998.

L'essentiel du déploiement des nouvelles entreprises s'est réalisé dans le domaine des services, et plus particulièrement dans les services aux entreprises. En 2001, le nombre des unités légales s'est élevé à 5299, contre 2862 en 1995.

Entre 1995 et 2001, 2243 unités légales supplémentaires ont été créées en net dans six domaines d'activités:

- études de marché et sondages, conseil pour les affaires + 570
- et la gestion d'administration d'entreprises activités informatiques + 557
- activités d'architecture et d'ingénierie + 314
- activités comptables + 295
- services divers fournis principalement aux entreprises + 288
- activités juridiques + 219

Entre 2000 et 2001 quelque 480 unités ont été enregistrées en plus dans ces domaines. La seule branche informatique s'est vue élargie de 148 unités.

Deux raisons principales semblent expliquer ce développement très dynamique:

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

5.2 Crédation d'emplois

Les quatre branches d'activité retenues pour l'analyse de la création d'emploi (industrie, construction, commerce et services aux entreprises) occupaient en 2001 au total près de 134 000 personnes, contre un peu plus de 100 000 en 1995, soit une création de quelque 5000 emploi par an. Il est à noter que chacune des quatre branches d'activité a connu une tendance à la hausse au cours de la période sous revue, mais avec des rythmes de croissance différenciés.

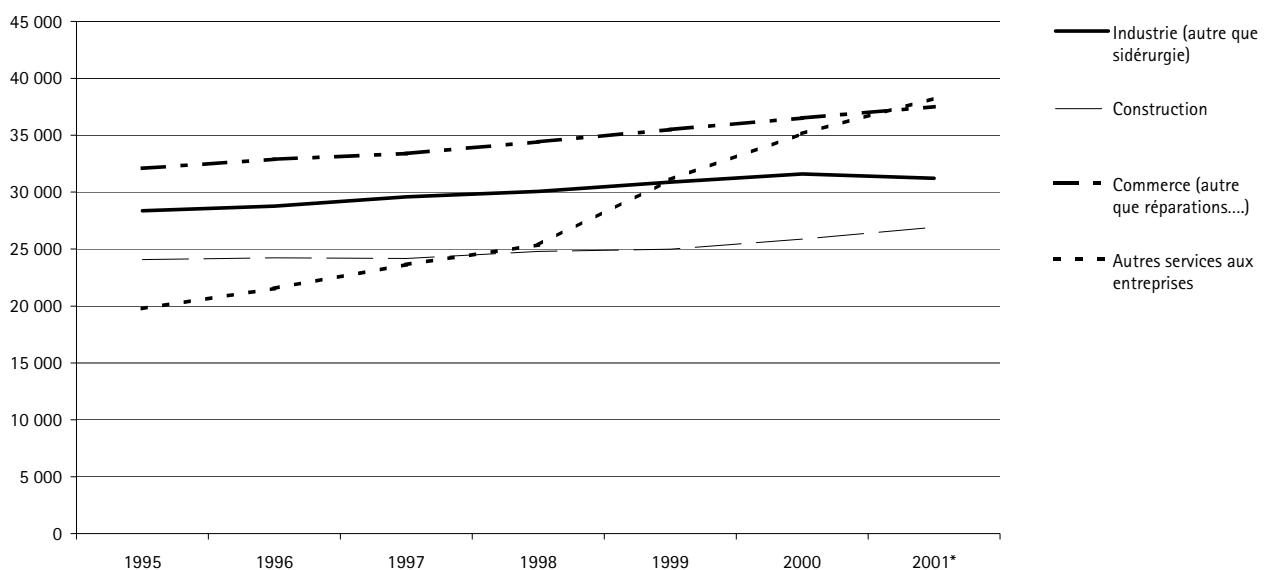
Traditionnellement, le commerce était la branche qui occupait de loin le plus de personnes (37500 en 2001, contre un peu moins de 32 000 en 1995). Néanmoins depuis 2001 l'emploi dans l'ensemble des branches hétérogènes « autres services aux entreprises » est légèrement supérieur (38 256). Dans ces domaines d'activités l'emploi a quasiment doublé entre 1995 et 2001. Comme signalé sous 5.1, le progrès technologique et le processus d'externalisation sont des causes essentielles de cette explosion.

Entre 1995 et 2001, quelque 10300 emplois ont été créés en net dans six domaines d'activités:

-	activités informatiques	+ 2 873
-	activités comptables	+ 1 888
-	activités de nettoyage	+ 1 785
-	activités d'architecture et d'ingénierie	+ 1 712
-	études de marché et sondages, conseil pour les affaires et la gestion d'administration d'entreprises	+ 1 310
-	services divers fournis principalement aux entreprises	+ 687

Bien que toujours positive et même notable, la progression a été proportionnellement la moins prononcée dans la construction (12.1%) et dans l'industrie (10% entre 1995 et 2001). Néanmoins ces deux branches ont donné lieu à la création nette de quelque 5 700 emplois entre 1995 et 2001, en dépit des énormes efforts de rationalisation et des augmentations de productivité enregistrés dans l'industrie. En 2001 l'on a enregistré un léger recul de l'emploi total dans l'industrie par rapport à l'année 2000.

Graphique I-16: Évolution de l'effectif



Source: STATEC

5.3 Investissements directs en provenance de l'étranger

Fin 2000, les encours des investissements directs de l'étranger recensés dans le cadre de l'enquête IDE se sont élevés à 24.9 milliards EUR, soit un montant total largement supérieur¹ au PIB (20.8 milliards EUR en 2000). Le seul secteur bancaire a absorbé 62 % du capital étranger investi dans le système de production du

Luxembourg. Indépendamment du fait de la dispersion relativement large des dotations en capital des entreprises dans chaque secteur, force est de constater que la dotation moyenne en capital des établissements de crédit est bien supérieure à celle des autres entreprises dépendant de l'étranger.

Encours des investissements directs de l'étranger

Branche	1995	1996	1997	1998	Nombre d'entreprises ayant participé à l'enquête IDE	
					1999	2000
Banques	211	216	205	198	196	186
Assurances	177	254	274	276	284	283
Autres branches	153	165	168	194	270	293
- industrie	78	82	82	88	116	115
- autres services	75	83	86	106	154	178
Total	541	635	647	668	750	762

Branche	1995	1996	1997	1998	Valeur des encours en millions d'euros	
					1999	2000
Banques	10 304	10 751	11 299	11 254	12 940	15 368
Assurances	527	750	900	1 049	1 234	1 244
Autres branches	2 662	2 965	3 615	5 495	6 095	8 262
- industrie	1 880	2 091	2 407	2 564	2 765	4 839
- autres services	782	874	1 209	2 932	3 330	3 422
Total	13 492	14 466	15 814	17 798	20 268	24 874
hors banques	3 189	3 715	4 515	6 544	7 329	9 506

Source: STATEC

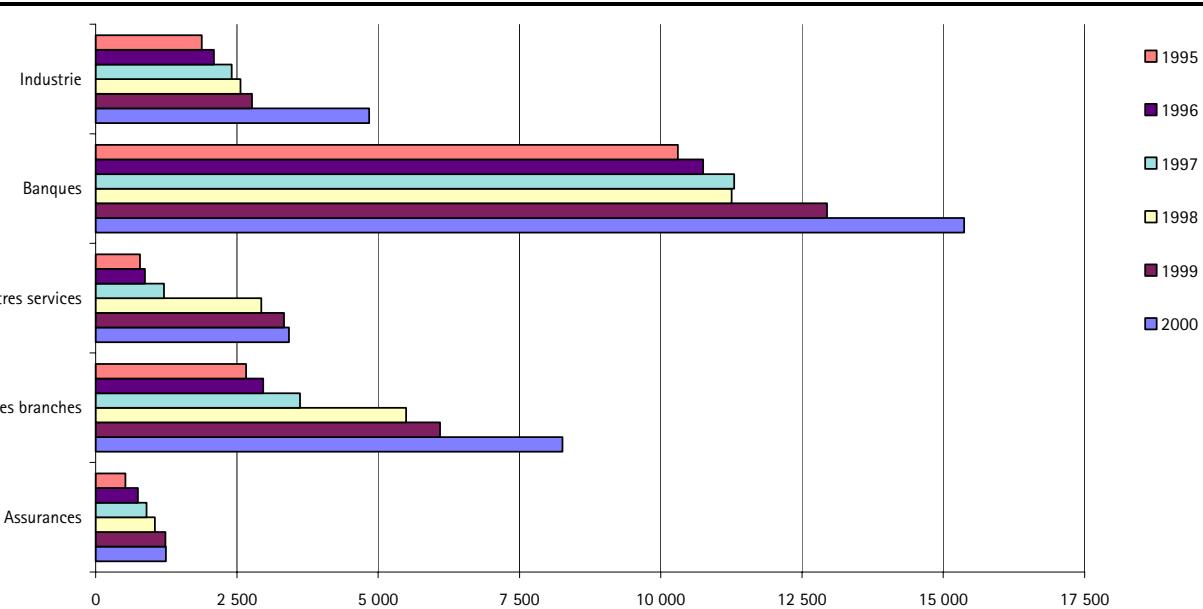
Compte tenu de quelques grandes entreprises dans l'industrie et du besoin indispensable en capitaux dans certaines branches, la dotation moyenne en capitaux propres des entreprises industrielles est de 42 millions d'euros, contre quelque 83 millions d'euros pour le secteur bancaire. Par contre, pour les entreprises relevant du secteur des services autres que banques et assurances, la dotation moyenne n'est que de 19 millions d'euros, alors que pour le secteur des assurances elle se chiffre à 4.4 millions d'euros.

Soulignons encore que 12 des 186 banques étrangères établies en 2000 au Luxembourg ont des capitaux propres dépassant 250 millions d'euros, contre 6 entreprises relevant du secteur non-financier (soit 2% du total de ce type d'entreprise). La valeur comptable des capitaux propres détenus par des investisseurs directs étrangers dans les 293 entreprises des secteurs autres que banques et assurances ayant participé à l'enquête se chiffre à 8.3 milliards d'euros. Ce capital est fortement concentré sur quelques entreprises; ainsi les cinq principaux groupes absorbent les deux tiers du capital déclaré. Près de 60 % de ce capital sont investis dans l'industrie.

Dans la grande majorité des entreprises objet d'ID n'intervient qu'un seul partenaire étranger. Dans 90 entreprises résidentes, la participation au capital est assurée par deux investisseurs étrangers. Les entreprises détenues par plus de deux investisseurs étrangers sont relativement rares.

L'effectif des entreprises ayant participé à l'enquête sur l'ID de l'étranger s'élève en 2000 à quelque 64 000 personnes, soit près d'un tiers de l'emploi salarié du secteur marchand. Près de 40% de ces personnes travaillent dans l'industrie hors construction. L'emploi dans les entreprises industrielles recensées représente 71 % de l'emploi total dans l'industrie hors construction. Rappelons que dans les 30 principales entreprises classées – en 2000 – pour l'économie dans son ensemble par ordre décroissant de leur effectif figurent 11 entreprises industrielles. Dans 9 de ces entreprises le capital est entièrement, ou partiellement, constitué d'apports étrangers. Ces entreprises emploient à elles seules 17 900 personnes, soit plus de la moitié de l'emploi industriel. Près de 90% de l'effectif total des banques sont des salariés d'unités objet d'ID de l'étranger.

¹ Dans la plupart des autres pays industriels, le stock des IDE ne représente qu'une faible fraction du PIB. En raison de la non-exhaustivité de l'enquête dans les branches d'activité autres que banques et assurances (holding, soparfs et autres non-enquêtés), ce montant ne correspond pas au chiffre total des ID de l'étranger au Luxembourg. Dans la mesure où toutes les grandes sociétés ont participé à l'enquête, la sous-évaluation devrait toutefois être mineure et la fiabilité des ordres de grandeur devrait être assurée.

Graphique I-17: Les encours d'ID de l'étranger en millions d'EUR - Version février 2003

Source: STATEC

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

5.4 Indicateur de diversification

Graphique I-18a: Indicateur (1-H) de diversification de l'industrie luxembourgeoise

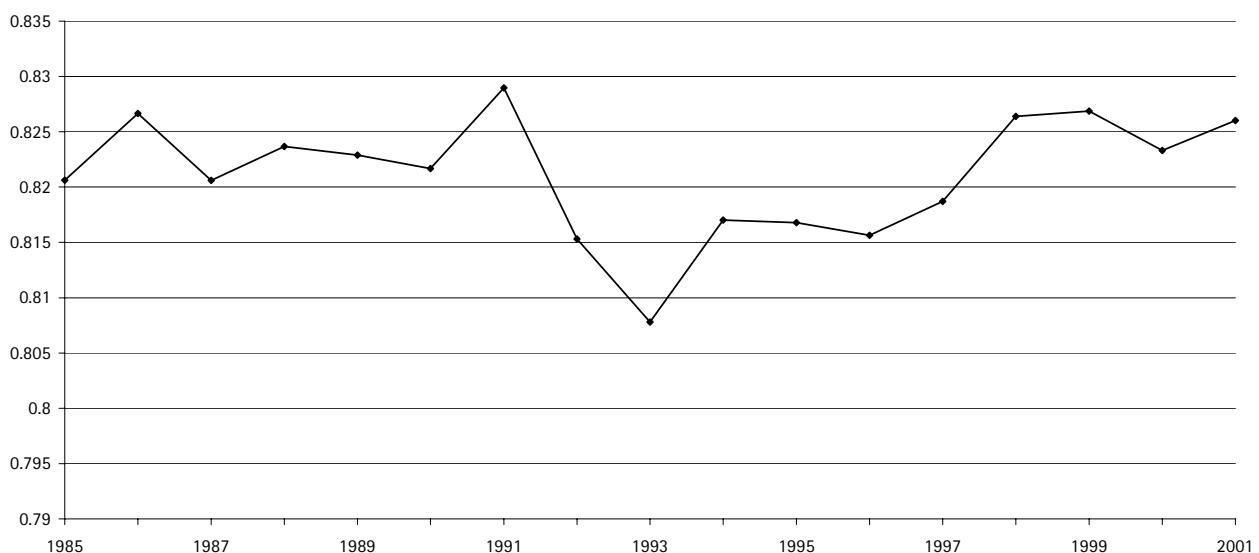


Source: données STATEC; calculs: CREA

Sur la période 1970-2001, l'indicateur de diversification de l'industrie présente un profil croissant. La part de la valeur ajoutée de la branche « produits de la métallurgie et du travail des métaux » dans la valeur ajoutée totale industrielle s'est réduite, passant de 41% en 1970 à 30 % en 2001. En raison de leur forte expansion, les branches « équipements électriques et électroniques », « produits de l'industrie textile », et « produits en caoutchouc et en

plastique » ont élevé leur part (relativement à la sidérurgie) à un rythme annuel moyen compris entre 5.7% et 3.2%. Le tableau I-3 permet d'évaluer l'importance de ces branches (en termes de valeur ajoutée) dans l'industrie. Le processus de diversification semble être relativement stable depuis le début des années quatre-vingt-dix.

Graphique I-18b: Indicateur (1-H) de diversification des services marchands luxembourgeois



Source: données STATEC; calculs: CREA

La disponibilité des données de comptabilité nationale sur la période 1985-2001 pour les douze branches des services marchands nous permet de calculer l'indicateur de diversification pour ces branches. Bien que des progrès ont été réalisés en termes de disponibilité des séries par branches d'activité, une limite du calcul de l'indicateur de diversification réside dans la présence d'activités très diverses dans la branche « services aux entreprises » dont l'activité économique s'est fortement développée pendant la dernière décennie.

Sur la période 1985-2001, l'indicateur de diversification (1-H) des branches des services marchands paraît relativement stable (voir graphique I-19b); néanmoins, il présente un profil d'évolution à la hausse depuis 1993. En 1985, deux branches, « Intermédiation financière » et « Activités immobilières », représentaient plus de la moitié de la valeur ajoutée des services marchands; cette concentration s'est réduite en raison de la forte croissance des branches « Transports et communications » et « Activités informatiques » sur la période 1985-2001 (voir tableau I-3).

Tableau I-3 – Structure de l'économie luxembourgeoise (branches marchandes hors construction): parts de chaque branche (en %)

Branches	1985	1990	1995	2001
Industrie	24.10	22.10	19.70	17.10
Produits d'extraction non énergétiques	100.00	100.00	100.00	100.00
Produits des industries agricoles et alimentaires	0.77	0.98	0.99	1.10
Produits de l'industrie textile et de l'habillement	11.85	9.39	8.00	5.23
Papiers et cartons; produits édités, imprimés ou reproduits	2.11	5.39	7.73	7.67
Produits chimiques	6.49	6.31	5.55	5.05
Produits en caoutchouc ou en plastique	3.48	4.27	6.22	6.59
Autres produits minéraux non métalliques	9.92	10.91	13.92	14.22
Métallurgie	7.37	9.75	9.95	6.93
Travail des métaux	24.17	20.05	16.19	20.14
Machines et équipements	8.83	8.59	9.54	9.83
Équipements électriques et électroniques	12.33	9.59	7.10	5.80
Matériels de transport	2.16	3.97	3.12	3.72
Autres produits manufacturés	0.66	0.97	0.43	0.35
Production et distribution d'électricité, de gaz et de chaleur	0.95	1.00	1.88	2.60
Captage, traitement et distribution d'eau	6.66	7.04	8.04	9.68
Services marchands	75.90	77.90	80.30	82.90
Commerce et réparation automobile	100.00	100.00	100.00	100.00
Commerce de gros et intermédiaires du commerce	2.90	3.10	2.70	2.60
Commerce de détail et réparation d'articles domestiques	8.90	9.30	8.50	10.30
Services d'hôtellerie et de restauration	9.40	7.40	5.80	5.30
Transports et communications	6.20	5.10	4.00	3.10
Intermédiation financière	6.60	9.20	13.20	17.50
Assurance	30.90	32.70	33.80	31.40
Auxiliaires financiers et d'assurance	1.30	1.30	1.70	0.50
Activités immobilières	2.00	2.10	2.00	3.00
Location sans opérateur	22.60	19.30	17.50	14.10
Activités informatiques	0.80	1.20	1.30	1.10
Services fournis principalement aux entreprises, R&D	0.50	0.90	1.20	1.90
	8.10	8.30	8.30	9.20

Source: STATEC

Indice de diversification:

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

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

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

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

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

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

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

DEUXIÈME PARTIE:

Immigration et croissance des revenus de l'économie d'accueil: Une analyse adaptée à un petit espace

Arnaud BOURGAIN

Patrice PIERETTI

Immigration et croissance des revenus de l'économie d'accueil: Une analyse adaptée à un petit espace

Introduction

L'analyse de l'impact économique des flux migratoires sur les économies d'accueil est un des aspects du phénomène des migrations internationales qui non seulement a un caractère d'actualité, mais qui s'avère pertinent pour les petites économies européennes dont la croissance s'est accompagnée de larges flux de travailleurs étrangers (voir tableau II.1). La question des migrations intra-européennes se pose notamment à propos des prochaines adhésions à l'Union européenne et des négociations avec les pays candidats (autres pays d'Europe de l'Est, Turquie...). Parallèlement, un certain nombre de pays européens ont aménagé leur législation ou signé des accords bilatéraux avec les pays d'origine pour accorder des permis de travail à de la main d'œuvre qualifiée: des informaticiens en Allemagne, des infirmières en Grande-Bretagne, mais aussi des maçons au Portugal... Des enquêtes récentes, menées par les chambres de commerce signalent le besoin pour une majorité d'entreprises européennes et notamment luxembourgeoises¹ de faire davantage appel à la main d'œuvre étrangère (enquête du European Business Panel).

Les apports de l'analyse économique concernant les effets des flux migratoires couvrent de multiples aspects. Ils concernent principalement: l'impact de l'immigration sur l'évolution des salaires des autochtones, l'évaluation du degré de complémentarité entre les deux populations, le niveau de qualification importé, l'effet sur le bien-être des différents groupes concernés, sur les finances publiques et les comptes sociaux (pour un survol de la littérature récente, voir notamment: Borjas 1999, Coppel et al. 2001).

Dans le contexte d'une analyse des divers aspects de la compétitivité, il apparaît important de s'interroger sur le rôle joué par l'apport de main d'œuvre extérieure dans le processus de croissance. En effet, dans la modélisation de la croissance, un modèle traditionnel de type « Solow » peut être modifié pour distinguer deux types de facteurs

travail: étranger et autochtone tout en envisageant une plus ou moins grande mobilité du capital et de différences dans les qualifications (Barro and Sala-i-Martin, 1995, chap 9). Si la voie est ouverte pour mener une recherche sur les apports en termes de qualifications et de capital humain (voir même de capital physique) qui engendreraient une croissance par tête plus forte, le degré de complémentarité, ou son inverse le degré de substitution, entre les deux sortes de main d'œuvre n'est généralement pas abordé. Pourtant ce caractère apparaît prépondérant dans toutes les évaluations des effets de l'immigration sur les salaires des travailleurs natifs (Grossman 1982, Burgenmeier B. 1992, Bauer 1997, Borjas 1999).

A partir d'une modélisation adaptée à un petit espace (Pieretti 2002), inspirée d'une modélisation classique à la Solow, nous nous efforçons de montrer l'effet du degré de substitution entre travail étranger et travail autochtone sur le taux de croissance par tête et donc sur le revenu des travailleurs « natifs ».

Dans une première partie, les hypothèses et les relations essentielles de cette modélisation sont commentées en soulignant son adaptation à une très petite économie comme le Luxembourg. Dans une seconde partie, le modèle obtenu est calibré sur la base de valeurs de paramètres plausibles pour le Luxembourg et de résultats empiriques afin de mettre en évidence par une analyse numérique l'effet du degré de complémentarité sur la croissance par tête et sur le revenu par tête des autochtones. Sous les hypothèses présentées, un plus fort degré de complémentarité entre travailleurs étrangers et natifs aboutit à un sentier de croissance par tête plus élevé. C'est seulement à partir d'un certain seuil, vers une complémentarité forte, que des effets de goulets d'étranglement pourraient freiner l'évolution de la croissance par tête.

¹ 74.5 % des entreprises luxembourgeoises interrogées ont répondu souhaiter embaucher davantage de main-d'œuvre étrangère.

Tableau II-1: Population étrangère et travailleurs étrangers dans quelques pays de l'OCDE

	Main-d'œuvre étrangère en % de l'emploi total		Population étrangère en % de la population totale	
	1994	1999	1990	1999
Autriche	9.6	9.5	5.9	9.2
Belgique	8.1	8.7	9.1	8.8
Danemark	1.7	2.5	3.1	4.9
France	6.4	6.1	6.3	5.6
Allemagne	9.0	8.7	8.4	8.9
Irlande	2.9	3.4	2.3	3.1
Japon	0.9	1.0	0.9	1.2
Luxembourg	51.0	57.3	29.4	36.0
Pays-Bas	4.0	3.4	4.6	4.1
Norvège	2.7	2.9	3.4	4.0
Espagne	4.1	4.1	0.7	2.0
Suisse	18.9	18.1	16.3	19.2
Royaume-Uni	3.6	3.9	3.2	3.8
<hr/>				
Main-d'œuvre née à l'étranger en % de l'emploi total		Population née à l'étranger en % de la population totale		
Australie	24.8	24.6	22.8	23.6
Canada	19.2	-	16.1(1991)	17.4(1996)
USA	9.8	11.7	7.9	10.3

Source : OCDE (2001), Trends in International Migrations

En général, on distingue trois groupes de pays. Le groupe ayant une forte présence d'étrangers dans la population totale et dans l'emploi total: Luxembourg, Suisse, Australie et Canada; un groupe intermédiaire: USA,

France, Autriche, Allemagne et Belgique, et enfin le groupe avec une faible présence étrangère comprenant tous les autres pays.

1. Croissance avec apport de main-d'œuvre étrangère

Un certain nombre de travaux de modélisation de la croissance économique ont abandonné l'hypothèse de facteurs de production (capital et travail) homogènes et ont envisagé une désagrégation notamment du facteur travail (Freidberg and Hunt, 1995). La séparation se fait deux types de travail est peu abordé.

le plus souvent sur le critère de la qualification et plus rarement entre travail étranger et travail autochtone. Cette distinction aborde des questions intéressantes, mais l'effet d'une complémentarité entre ces

1.1 Immigration et croissance: quelques pistes suivies

Une manière assez simple pour prendre en compte le phénomène d'immigration dans le processus de croissance consiste à modifier la fonction de production dans le modèle de Solow pour y intégrer le capital humain en plus du travail et du capital (Barro, Sala-i-Martin, 1995, chap. 9). Dans ce cas, le travail et le capital humain sont considérés comme mobiles alors que le capital physique reste immobile. Tout le problème va alors consister à évaluer si les immigrants apportent avec eux suffisamment de capital humain pour compenser une baisse du capital par tête dans le pays d'accueil. Ce type de modélisation a été prolongé et testé dans des travaux qui tiennent notamment compte des déterminants de l'immigration (Braun 1992). Il peut également être utilisé pour évaluer les effets de l'immigration sur la structure de production et sur la productivité par secteurs (Quispe-Agnoli and Zavodny, 2002). De plus, une voie s'ouvre pour l'insertion de l'immigration dans des modèles de croissance endogène puisqu'un apport de capital humain viendrait expliquer une augmentation du taux d'efficience (Kemnitz 2001). Les résultats de ces modèles axés sur le capital humain incitent à préconiser une politique d'attrait de main d'œuvre étrangère hautement qualifiée.

Par ailleurs, des modélisations s'attachent à dépasser l'évaluation du simple impact de l'immigration sur le marché du travail en construisant des modèles d'équilibre général des marchés qui tentent de synthétiser de nombreux effets. Il s'agit notamment de l'effet de l'afflux de travailleurs étrangers sur la dotation du pays d'accueil en capital humain ou en certaines catégories de travail, ou sur la situation des différents groupes de travailleurs, ou encore sur les recettes et les dépenses du système public et social... Ces méthodes ont l'avantage de montrer la multiplicité des conséquences possibles de l'immigration sur le bien-être, mais leurs résultats sont

très dépendants: du caractère plus ou moins général du modèle, du degré de désagrégation des catégories de main d'œuvre, du degré de substitution retenu entre les facteurs de production, des rendements d'échelle... Sauf exceptions (Lundborg P. and Segerstrom P. 2002), ce sont des modèles statiques qui ne permettent pas d'analyser le flux d'immigration sur le cheminement et l'intensité de la croissance (Fayolle, 1999).

En se focalisant sur l'évaluation du degré de substitution entre main d'œuvre étrangère et autochtone, certains de ces travaux ont le mérite de mettre en évidence l'importance de la complémentarité entre ces types de main d'œuvre, plutôt que la haute qualification sur la croissance par tête. Ainsi, il apparaît intéressant de déterminer le gain pour le pays d'accueil si le travail immigré a des caractéristiques différentes du travail autochtone (et différentes ne se comprend pas comme plus qualifié mais comme complémentaire. Comme le souligne Jagdish Bagwati dans une conférence donnée en 1998 dans laquelle il critique les recommandations de politique d'immigration basées sur les hautes qualifications: « *Here, if we assume that migrants earn the value of their marginal product, there is little impact on the rest of us, one way or the other. So, the answer must be: we ought to be indifferent among different levels of skills, on economic grounds. But that is where you get into the question of (uncompensated) externalities. Are these externalities to us greater from the skilled? As skilled members of the elite, we are naturally disposed to vote for that proposition! But frankly, how do we know?* »

Le but de notre travail est justement d'analyser l'impact du degré de complémentarité entre travail autochtone et étranger sur la croissance par tête en intégrant cette caractéristique dans un modèle traditionnel de croissance économique.

1.2 Modélisation de la croissance d'un petit pays avec immigration et degré de substitution variable entre travail autochtone et étranger

La figure 1 retrace l'architecture générale du modèle. Des développements formels plus détaillés se trouvent dans Pieretti (2002).

- **La distinction entre deux types de main-d'œuvre dans le processus de production**

Alors qu'une modélisation traditionnelle du processus de production fait intervenir les facteurs travail (L) et capital (K), nous distinguons ici deux catégories de travail: celui des travailleurs autochtones ou « natifs » (N) et celui des étrangers (F). Dans le souci d'éviter une modélisation trop complexe, cette dernière catégorie n'est pas scindée entre travailleurs frontaliers et travailleurs résidents étrangers.

Une fonction hybride (ou imbriquée) Cobb-Douglas-CES est utilisée pour la combinaison de ces trois facteurs de production. Ainsi, les facteurs travail (L) et capital (K) sont associés dans une fonction Cobb-Douglas avec progrès technique (A) de type Labour-augmenting (neutralité au sens de Harrod) qui croît au taux λ , et avec des rendements d'échelle constants.

$$Y = G(K, AL) = K^a (AL)^{1-a} \quad 0 < a < 1 \quad (1)$$

Le travail, qui est ici un input composite, formé du travail des étrangers et des autochtones est modélisé par une fonction à élasticité de substitution constante (CES). Cette forme permet d'envisager tous les degrés possibles de complémentarité entre ces deux types de travail.

$$L = [b F^{-\beta} + (1-b)N^{-\beta}]^{-\frac{1}{\beta}} \quad -1 < \beta < \infty \quad (2)$$

Dans une fonction CES de cette forme, l'élasticité de substitution factorielle (σ) entre les emplois étrangers (F) et nationaux (N) est égale à: $\sigma = \frac{I}{I+\beta}$.

Rappelons que l'élasticité de substitution factorielle est le rapport entre la variation relative du ratio F/N et la variation relative du taux marginal de substitution technique (TMST) entre ces deux facteurs. Le TMST étant égal à l'équilibre au rapport des productivités marginales des deux facteurs, l'hypothèse de rémunération des facteurs à leur productivité marginale conduit à énoncer que: *l'élasticité de substitution technique exprime la sensibilité de la structure technique (ici F/N) à la modification des coûts relatifs du travail des natifs (w_N) et du travail étranger (w_F), pour un niveau d'output donné.*

$$\sigma = \frac{d(F/N)/F/N}{d(w_N/w_F)/(w_N/w_F)}$$

Cette élasticité de substitution σ permet de caractériser toute la gamme de substitution entre les facteurs F et N: de la complémentarité stricte entre les facteurs si $\sigma = 0$ ($\beta \rightarrow \infty$), à la substitution parfaite si $\sigma \rightarrow \infty$ ($\beta = -1$). Soulignons que dans ce dernier cas, les deux types de facteurs sont parfaitement additifs vu qu'ils sont parfaitement interchangeables.

Ce degré de substitution (ou a contrario de complémentarité) est central dans notre modélisation, car c'est son impact sur la croissance par tête et sur le revenu par tête que nous cherchons à évaluer.

Ici, notre fonction CES (équation 2) est normée en définissant le coefficient b pour des valeurs données de F, N et le taux marginal de substitution technique ρ .

$$\begin{aligned} b &= \frac{\bar{\rho}^{1+\beta}}{\bar{\rho}^{1+\beta} + \bar{\mu}} \quad \text{avec } \bar{\rho} = \frac{F}{N} \quad \text{et} \\ \bar{\rho} &= TMST = \frac{\partial G / \partial N}{\partial G / \partial F} = \frac{1-b}{b} \left(\frac{F}{N} \right)^{1+\beta} \end{aligned}$$

- **Le processus de production**

La production et donc la demande de facteurs sont supposées se réaliser dans les conditions optimales habituelles impliquant la rémunération des facteurs à leur productivité marginale:

$$w_F = \frac{\partial G}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial F} \quad \text{et} \quad w_N = \frac{\partial G}{\partial L} \cdot \frac{\partial L}{\partial N}$$

La rémunération totale de l'emploi étranger s'écrit alors:

$$w_F \cdot F = (1-a) \cdot b \left(\frac{F}{L} \right)^{-\beta} G(K, AL) \quad (3)$$

- **La demande**

La petite taille de l'économie considérée implique de faibles débouchés sur le marché intérieur. Par conséquent, toute la production est par hypothèse exportée.

Parallèlement, cette économie importe tout ce dont elle a besoin. La consommation intérieure (C) est donc intégralement importée (M). Les dépenses en biens de consommation importés sont supposées proportionnelles au *revenu national* Y*, c'est-à-dire au *produit intérieur* (Y) diminué des salaires rapatriés par les travailleurs étrangers ($\theta \cdot w_F F$, avec $0 \leq \theta \leq 1$ où θ est la fraction des revenus des travailleurs étrangers rapatriés). La demande d'importation de biens de consommation s'écrit:

$$M_c = m Y^* = m[Y - \theta \cdot w_F F] = m \left[1 - \theta \cdot (1-a) \cdot b \left(\frac{F}{L} \right)^{-\beta} \right] G(K, AL) \quad (4)$$

- L'accumulation du capital et le sentier de croissance**

Le taux de croissance du stock de capital correspond à l'investissement ($Y - C$) auquel on a retranché le taux de dépréciation du capital (δK) supposé constant:

$$\frac{dK}{dt} = G(K, AL) - M_c - \theta \cdot w_F F - \delta K \quad (5)$$

$$\frac{dK}{dt} \cdot \frac{1}{K} = (1-m) \left[1 - \theta \cdot (1-a) \cdot b \left(\frac{F}{L} \right)^{-\beta} \right] k^{a-1}$$

où $k = \frac{K}{AL}$

Le taux de croissance de l'offre de travail en unités efficaces (c'est-à-dire compte tenu du progrès technique qui augmente l'efficacité du travail) peut s'écrire:

$$\frac{d(AL)}{dt} \cdot \frac{1}{AL} = \alpha(f-n) + n + \lambda \quad (6)$$

où f et n sont respectivement les taux de croissance de l'offre des travailleurs étrangers et nationaux, et α représente la part distributive des travailleurs étrangers

dans la masse salariale globale du petit espace économique. Après quelques calculs, on montre que:

$$\alpha = \frac{w_F F}{w_F F + w_N N} = b \left(\frac{F}{L} \right)^{-\beta} \quad (7)$$

Le RNB des travailleurs natifs s'obtient en retranchant du PIB la masse salariale versée aux salariés étrangers ($w_F F = (1-a) \cdot \alpha \cdot PIB$). L'équation suivante décrit l'évolution du RNB des natifs en fonction de la variable t:

$$\begin{aligned} RNB(t) &= PIB(t) [1 - (1-a) \alpha(t)] \text{ où } PIB(t) \\ &= u(t)^{\frac{a}{1-a}} \cdot A_0 L_0 \left[\frac{\alpha(t)}{b} \right]^{\frac{1}{\beta}} \cdot e^{f \cdot t} \end{aligned} \quad (8)$$

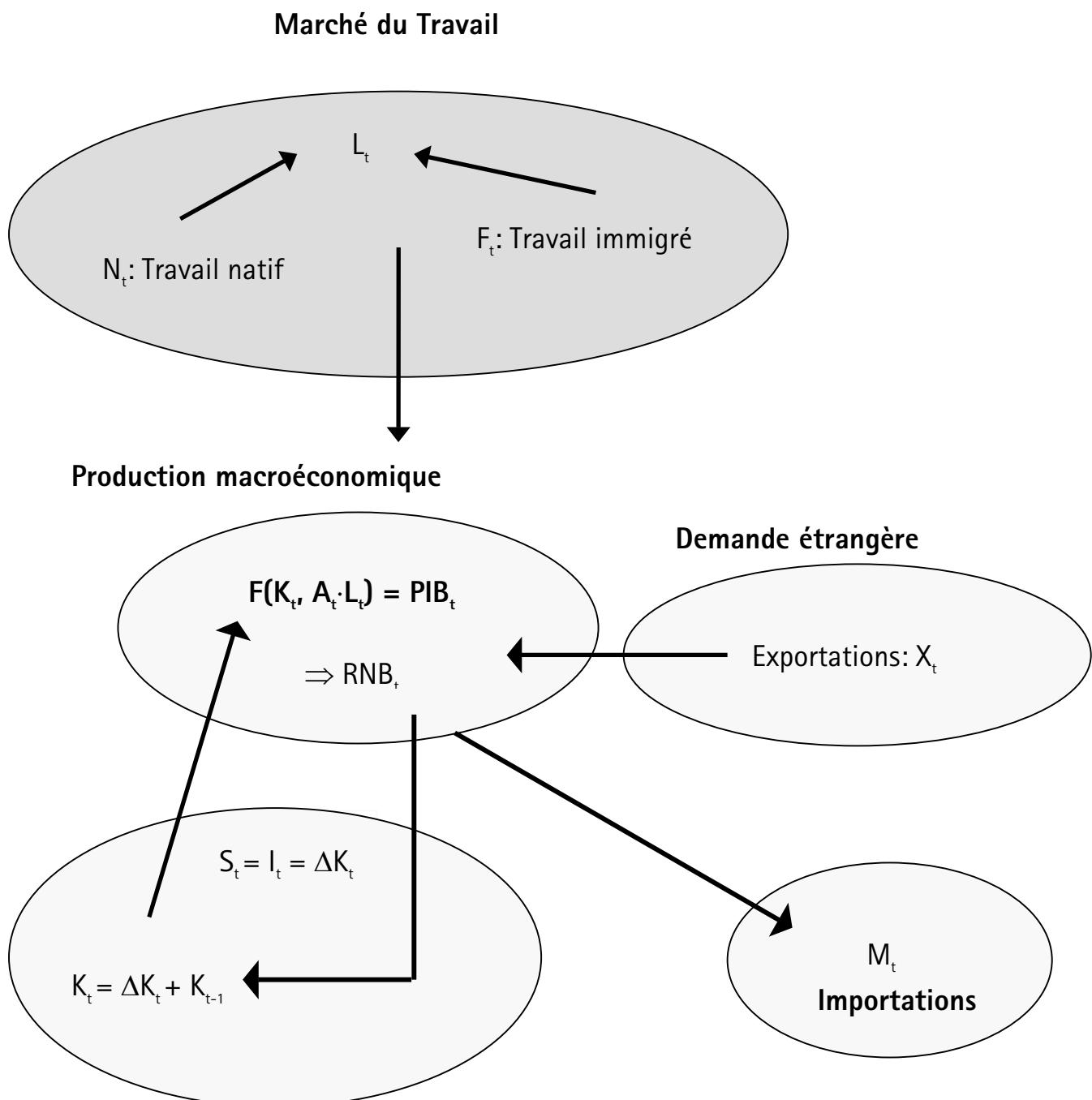
$u(t)$ représente la trajectoire temporelle de la croissance par tête, qui sera déduite de manière numérique. Cette expression fait clairement apparaître le paramètre β indiquant le degré de substitution entre les travailleurs autochtones et étrangers ($\sigma = 1/(1+\beta)$)

Il est possible de déduire les équations de salaire en divisant le revenu national (RNB) des travailleurs autochtones par leur nombre N (équation 9) ou le revenu des travailleurs étrangers par leur nombre F_t (équation 10):

$$\begin{aligned} w_N(t) &= \frac{I}{N(t)} [1 - \alpha(t)] \cdot (1-a) \cdot PIB(t) \text{ où} \\ R(t) &= R_0 \cdot e^{n \cdot t} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} w_F(t) &= \frac{I}{F(t)} \cdot \alpha(t) \cdot (1-a) \cdot PIB(t) \\ \text{où } F(t) &= F_0 \cdot e^{f \cdot t} \end{aligned} \quad (10)$$

Figure 1: Représentation schématique de la structure du modèle pour une petite économie ouverte



2. Impact du degré de complémentarité des types de main-d'œuvre sur la productivité et les salaires des autochtones

Les équations obtenues (8 et 9) peuvent nous servir à simuler l'évolution temporelle du revenu national par autochtone, en fait leur productivité du travail et des salaires des autochtones en fonction du degré de complémentarité entre la main d'œuvre autochtone et étrangère. Le choix des autres paramètres servant à

calibrer cette modélisation a été fait pour respecter au mieux les caractéristiques de l'économie luxembourgeoise, notamment une croissance forte de la part des travailleurs étrangers dans l'emploi total (graphique 1).

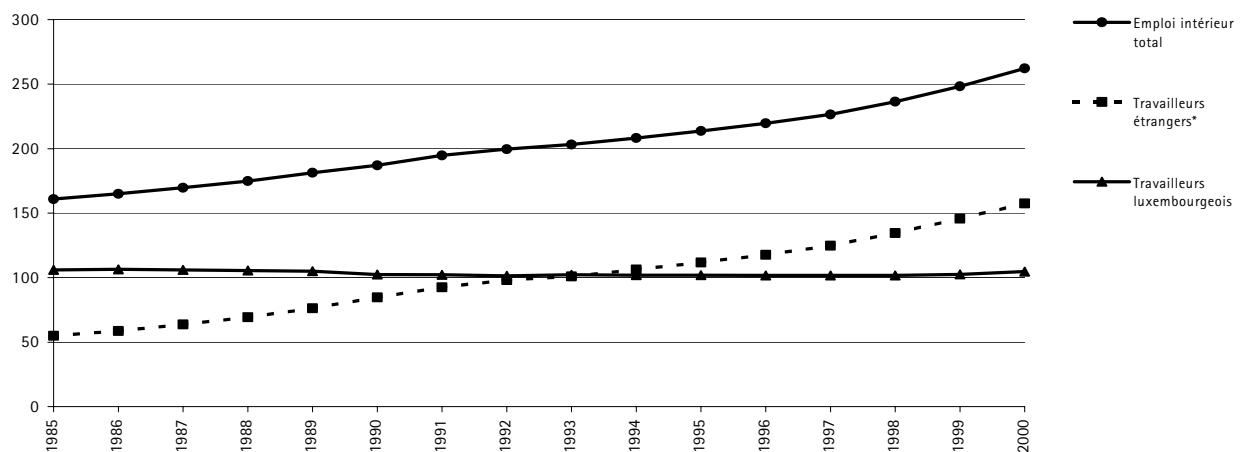
2.1 Calibrage du modèle à partir des caractéristiques de l'économie luxembourgeoise

Pour les besoins de la simulation et afin de la rendre pertinente pour l'analyse de l'économie luxembourgeoise, le choix des paramètres des équations 8 et 9 a été le suivant:

- $m = 0,8$: La propension à importer correspond également ici à la propension à consommer puisque par hypothèse une très petite économie ouverte importe quasiment la totalité de la consommation finale. La valeur choisie correspond à la valeur obtenue pour la propension à consommer dans la fonction de consommation estimée dans le cadre des travaux de modélisation de l'économie luxembourgeoise. (Guarda, 1996)
- $\alpha = 0,40$: Il s'agit de la part distributive du capital dans la valeur ajoutée pour l'industrie et les services marchands de l'économie luxembourgeoise depuis 1990, sans les services financiers dont les spécificités entraînent une élévation artificielle de ce montant.

- $\lambda = 0,02$: hypothèse sur le taux de croissance du progrès technique.
- $\theta = 0,3$: fraction des revenus des travailleurs étrangers rapatriée dans le pays d'origine.
- $f = 0,058$: taux de croissance annuel moyen (+5,8 %) du nombre de travailleurs étrangers au Luxembourg depuis 1990 (source: STATEC).
- $n = 0$: cette hypothèse de constance de l'emploi natif est vérifiée puisque le taux de croissance annuel moyen du nombre de travailleurs luxembourgeois depuis 1990 est effectivement quasi nul (voir graphique 1).
- $R = 1$: La proportion de travailleurs étrangers par rapport aux travailleurs natifs est prise égale à 1. Dans le cas luxembourgeois, cela correspond à l'année 1993 (voir graphique 1)
- Enfin, les paramètres A_0 et $\bar{\mu}$ ont été normés à 1.

Graphique II-1: Évolution de l'emploi au Luxembourg (en milliers)



*: y compris travailleurs frontaliers

Source: STATEC

2.2 Résultats des simulations sur la productivité et les salaires des autochtones

Les simulations ont été réalisées à partir des équations 8 et 9 en distinguant plusieurs niveaux de complémentarité entre les travailleurs étrangers et natifs.

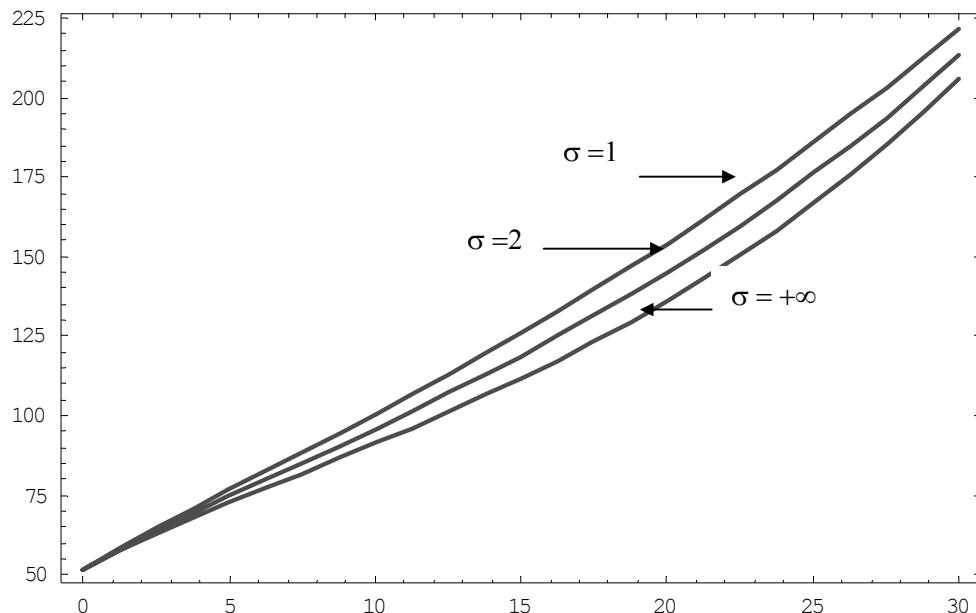
Les deux premiers graphiques (graphique II-2 et II-3) représentent des trajectoires de croissance du revenu national par travailleur autochtone et ainsi d'une mesure de la productivité apparente du travail par autochtone. Afin de couvrir toute l'échelle allant d'une élasticité de substitution infinie à une élasticité nulle, les résultats sont présentés sur deux graphiques successifs.

Lorsque les travailleurs étrangers et autochtones sont relativement substituables, $+∞ > \sigma > 1$ (graphique II-2), le revenu par tête des autochtones présente une trajectoire croissante (bien que nous ayons l'hypothèse que tous les nouveaux emplois sont occupés par les travailleurs étrangers). De plus, il apparaît que cette trajectoire de croissance s'élève avec la diminution du degré de substitution entre ces deux catégories de travailleurs. En d'autres termes, la baisse du degré de substitution entre étrangers et autochtones (ce qui revient à

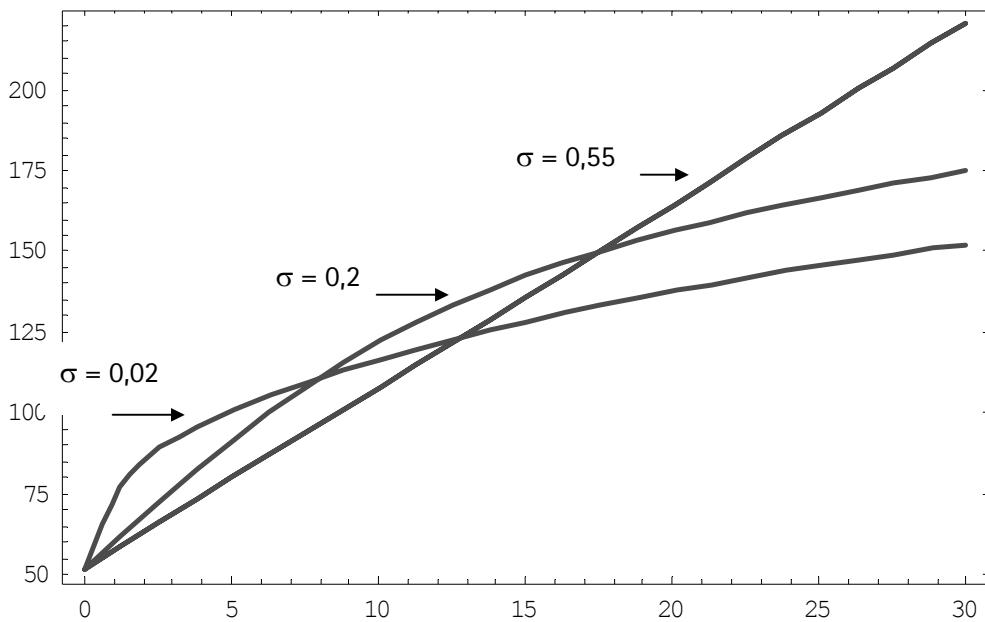
l'accroissement du degré de complémentarité) élève la trajectoire d'évolution du revenu par tête (ou productivité du travail) des travailleurs autochtones. Ce résultat traduit ainsi l'effet bénéfique de la complémentarité sur le revenu par tête et la productivité du travail.

Lorsque les travailleurs étrangers et autochtones sont fortement complémentaires, $1 > \sigma > 0$ (graphique II-3), et en particulier lorsque l'élasticité de substitution tend vers zéro, la simulation montre un ralentissement très net de la croissance du revenu par tête. Et ce ralentissement apparaît d'autant plus tôt sur la période simulée que le degré de complémentarité est élevé (que l'élasticité de substitution tend vers zéro). Cet effet peut s'expliquer par le rôle limitatif que joue le travail autochtone dans le processus de croissance dans l'économie considérée en présence de forte complémentarité. Ainsi l'effet bénéfique de cette complémentarité peut dans ce cas être annulé par l'apparition d'un goulot d'étranglement engendré par une pénurie de main d'œuvre autochtone, caractéristique propre à une économie de très petite taille.

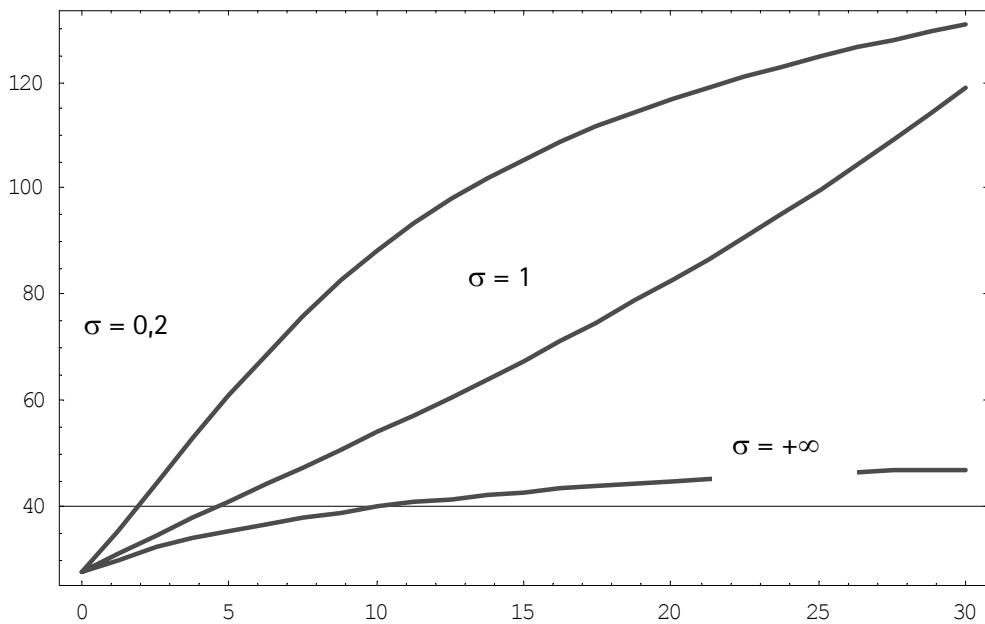
Graphique II-2: Simulation de l'évolution du revenu national par tête (natifs) selon des degrés élevés de substitution ($\sigma = +\infty$, $\sigma = 2$ et $\sigma = 1$)



Graphique II-3: Simulation de l'évolution du revenu national par tête (natifs) selon des degrés faibles de substitution ($\sigma = 0,03$ $\sigma = 0,2$ et $\sigma = 0,55$)



Graphique II-4: Simulation de l'évolution du salaire des natifs selon le degré de substitution ($\sigma = 0,2$; $\sigma = 1$ et $\sigma = +\infty$)



Les simulations de l'évolution du salaire par tête des travailleurs autochtones (graphique 4) présentent un profil croissant. La trajectoire de croissance est d'autant plus élevée que l'élasticité de substitution entre travail étranger et autochtone est faible, c'est-à-dire que le degré de complémentarité est élevé.

Comme dans le cas du revenu par tête, cette élévation du sentier de croissance des salaires bute cependant sur un goulet d'étranglement entraîné par la pénurie de main d'œuvre autochtone. Ici, il suffit de prolonger la courbe associée à une forte complémentarité ($\sigma = 0,2$) ou d'allonger la période d'analyse pour faire apparaître un tel ralentissement.

Conclusion

Notre contribution n'a pas l'ambition d'apporter une analyse économique complète et aboutie des migrations internationales, ni même une présentation exhaustive des impacts économiques de l'immigration. Par exemple, les implications des migrations pour l'économie du pays d'origine sont laissées de côté malgré l'importance fondamentale de cette question pour le développement économique.

Notre objectif est simplement d'insister sur le lien entre le degré de complémentarité entre deux types de travail (étranger et autochtone) et la croissance du revenu par tête des autochtones. La modélisation utilisée, accompagnée de simulations adaptées à une petite économie ouverte comme le Luxembourg, montre que plus le degré de complémentarité entre les deux catégories de populations est fort, plus la trajectoire de croissance du revenu par tête de la population est élevée. Ce résultat est même obtenu dans l'hypothèse où les

emplois nouveaux sont occupés par des étrangers. Ainsi, la forte ouverture à l'immigration, caractéristique des petites économies manquant de ressources humaines, apparaît comme un avantage d'autant plus grand que les travailleurs étrangers sont complémentaires aux travailleurs autochtones. Toutefois, si le degré de complémentarité est très fort, l'élévation du taux de croissance se heurte à un goulot d'étranglement engendré par la pénurie de main d'œuvre.

Cette réflexion peut servir de base pour poursuivre des évaluations du degré de complémentarité entre les types de main d'œuvre au niveau de chaque branche. Et surtout, elle montre que l'attrait de main d'œuvre ne se résume pas à la définition d'un haut degré de qualification. D'autant plus que la qualification n'est pas facilement mesurable et transportable car elle peut dépendre de l'environnement dans lequel elle s'insère.

Bibliographie

- Allegrezza S. et Guarda-Rauchs A. (1997): « Les travailleurs frontaliers et résidents, sont-ils interchangeables ou complémentaires? » *Note de Conjoncture* no. 4/97, pp. 31-34, STATEC, Luxembourg.
- Barro R.J. and Sala-i-Martin X. (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.
- Bauer Th. (1997): « Do Immigrants Reduce Natives's Wages? Evidences from Germany » Working Paper, SELAPO, University of Munich.
- Bhagwati J. (1998): « Comment on Borjas », Michigan University Conference in Washington D.C. in Spring 1998, site: www.columbia.edu/~jb38/papers/borjas_comment.pdf.
- Borjas G.J. (1999): « The Economic Analysis of Immigration », *Handbook of Labor Economics*, vol 3, Elsevier Science, p. 1697-1760.
- Borjas G.J. (1995): « The Economic Benefits from Immigration », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, n° 2, pp. 3-22.
- Borjas G.J. (1994): « The Economics of Immigration », *Journal of Economic Literature*, Vol. 32(4), pp. 1667-1717.
- Burgenmeier B. (1992): *Main d'oeuvre étrangère. Une analyse de l'économie suisse*, Economica.
- Coppel J., Dumont J.C. and Visco I. (2001): « Trends in Immigration and Economic Consequences », OECD Working Papers n° 284.
- Fayolle J. (1999): « Les sciences sociales, l'économie et l'immigration », *Revue de l'OFCE* n° 68, janvier, pp. 193-217.
- Freidberg R and J. Hunt (1995): « The Impact of Immigration on Host Country Wages, Employment and Growth », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, n° 2.
- Grossman G. B. (1982): « The Substitutability of Natives and Immigrants in Production », *Review of Economics and Statistics*, 64, 596-603.
- Guarda P. (2000): « Luxembourg's Cross-Border Workers: Estimating a System of Factor Demands », *Working Paper 00-04*, CREA, Centre Universitaire de Luxembourg.
- Guarda P. (1996): « A Consumption Function for Luxembourg: Estimating an error-correction Model », *Cahiers d'économie du Centre Universitaire de Luxembourg*, pp. 1-31.
- Hamermesh D. S. (1993): *Labor Demand*, Princeton University Press: Princeton, N.J.
- Kemmitz A. (2001): « Endogenous Growth and the Gains from Immigration », *Economics Letters*, Vol 72(2), pp. 215-218.
- Lundborg P. and Segerstrom P. (2002): « The Growth and Welfare Effects of International Mass Migration », *Journal of International Economics*, Vol. 56, January.
- OECD: *Trends in International Migration*, Various editions, Paris.
- OECD (2001): *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, Paris.
- OECD (2002): « The Economic Impact of International Migration: A Framework for EDRC Country Reviews », *Working Paper n°1 on Macroeconomic and Structural Policy Analysis*, Economic Department.
- Pieretti P. (2002): « Emploi frontalier et croissance dans la région d'accueil », *Revue Région et Développement*, n° 15, juillet, pp. 105-119.
- Quispe-Agnoli M. and Zavodny M. (2002): « The Effect of Immigration on Output Mix, Capital and Productivity », *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, First Quarter, pp. 1-11.
- STATEC (2001): *Repères bibliographiques concernant l'évolution économique et sociale au Luxembourg à partir du début du 20^{ème} siècle*, dossier Migrations, pp. 147*-153*, Luxembourg.
- Zimmerman K.F. (1995): « Tackling the European Migration Problem », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, n° 2.

TROISIÈME PARTIE

Croissance d'un petit pays dans un espace international

Olivier CARDI

Patrice PIERETTI

Croissance d'un petit pays dans un espace international

Introduction

Le but de cette contribution est d'analyser les déterminants de l'évolution tendancielle du produit (output) par travailleur d'un petit pays intégré dans un espace international en distinguant les causes internes (propres au pays) des causes externes (propres à la zone). Cette analyse est particulièrement appropriée à une économie telle que le Luxembourg. Bien que très intégré dans l'espace européen, il a depuis une vingtaine d'années une valeur ajoutée par travailleur significativement supérieure à celle de ses partenaires commerciaux. Ce phénomène souligne la nécessité d'isoler les facteurs de croissance relatifs à l'espace international et ceux spécifiques au Luxembourg. De plus, cette étude s'inscrit pleinement dans l'analyse de la compétitivité du Luxembourg en faisant apparaître les éléments propres qui lui ont conféré la capacité d'élever son produit par travailleur au-dessus de la moyenne de la zone.

Notre cadre d'analyse rejoint des travaux récents qui ont introduit la mobilité des capitaux dans le cadre d'un modèle de croissance néoclassique (Barro, Mankiw, et Sala-i-Martin [1995]). Chaque pays intégré à l'espace international est une économie ouverte accumulant du capital physique, et pouvant prêter et emprunter sans obstacle sur les marchés internationaux des capitaux au taux d'intérêt prévalant dans l'espace international. La zone constituée d'un ensemble d'économies ouvertes est une économie fermée (Ventura [1997]) en ce sens que les mouvements de capitaux sont limités à l'intérieur de la zone. Dans un contexte de forte mobilité des capitaux, notre modélisation rend compte des dynamiques de croissance au niveau global et de chaque économie en mettant l'accent sur leurs connexions. En nous situant dans une perspective de long terme, la valeur ajoutée par travailleur d'un pays situé dans l'espace international dépend non seulement de facteurs relatifs à la zone mais également d'éléments spécifiques au pays.

Notre formalisation conduit à une équation testable consistant notamment à évaluer l'influence des facteurs internationaux tels que le taux d'investissement moyen de la zone sur la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg. La décomposition de la productivité globale des facteurs (PGF) du secteur marchand luxembourgeois en une composante spécifique au pays et une composante commune à toutes les économies (Glick et Rogoff [1995]) permet de distinguer leurs influences respectives. Une hausse de la PGF, en augmentant l'efficience globale avec laquelle les facteurs de production sont transformés en production, élève de manière permanente le niveau de produit par travailleur.

Dans une optique de long terme, la productivité globale constitue un facteur de compétitivité durable.

L'analyse empirique rejoue l'approche de Hall et Jones [1998]. De manière analogue, nous cherchons à expliquer le niveau du produit par travailleur au lieu du taux de croissance de cette grandeur. Un certain nombre de raisons justifient ce choix. En premier lieu, les variables en niveau reflètent les performances économiques à long terme des pays et permettent des comparaisons des niveaux de vie des différents pays. En second lieu, des contributions récentes relatives à la théorie de la croissance mettent l'accent sur les niveaux des variables étudiées plutôt que sur les taux de croissance. En raison de la forte instabilité (ou faible persistance) des taux de croissance au cours du temps, Easterly, Kremer, Pritchett et Summers [1993] concluent que les différences en termes de taux de croissance des pays considérées sont en grande partie temporaires. En revanche, la persistance élevée dans le temps des caractéristiques des pays suggère de s'intéresser aux niveaux de produit par travailleur.

La première partie fait apparaître un écart durable positif (1970-2000) entre les évolutions respectives de la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg et de la zone (constituée des six principaux partenaires commerciaux du Luxembourg). Ce phénomène suggère d'examiner l'influence de facteurs spécifiques au pays tels que la productivité globale des facteurs (PGF) parallèlement aux sources externes communes à tous les pays comme le taux d'investissement moyen de la zone

La deuxième partie est consacrée au développement d'une formalisation ayant un double objectif. D'une part, nous proposons un cadre d'analyse permettant d'examiner la dynamique de croissance au niveau individuel puis au niveau global d'un ensemble d'économies interdépendantes. D'autre part, nous nous intéressons aux déterminants du niveau de production par tête à long terme d'un pays de très petite taille intégré dans l'espace international en distinguant les facteurs interne et externe de sa croissance.

La troisième partie présente une évaluation empirique appliquée aux branches marchandes luxembourgeoises sur la période 1975-2000. Plus précisément, nous estimons les effets du taux d'investissement moyen de l'espace international et des composantes spécifique et internationale de la PGF du Luxembourg sur le niveau de sa valeur ajoutée par travailleur.

1. Croissance du Luxembourg et des pays voisins: les faits stylisés

Les branches considérées dans cette étude sont les branches marchandes hors agriculture. Il s'agit des branches: industrie (y compris énergie et produits d'extraction); construction; commerce; réparations d'automobiles et d'articles domestiques; hôtels et restaurants; transports et communications; activités

financières; immobilier, location et services aux entreprises. En 2000, ces branches représentent 84% de la valeur ajoutée luxembourgeoise. L'ensemble des branches pré-citées est dans la suite de l'analyse désigné par *secteur marchand*.

1.1 Croissance du Luxembourg et de ses partenaires commerciaux

La croissance de l'activité du secteur marchand luxembourgeois (plus de 5% en moyenne par an) s'est accompagnée d'une forte création d'emplois¹ (2.6% an moyenne par an) sur la période 1970-2000. Finalement, le rapport de la valeur ajoutée réelle à l'emploi (ou productivité apparente du travail) s'est élevé au rythme

de 2.86% en moyenne par an dans les branches marchandes. Les calculs repris dans les tableaux III-1 et III-2 indiquent une accélération de la croissance annuelle moyenne de la productivité apparente du travail entre 1970-1985 et 1985-2000 pour le Luxembourg.

Tableau III-1: Évolution de la productivité apparente du travail (industrie, construction, services marchands) au Luxembourg: 1970-1985 et 1985-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %).

branches \ périodes	1970-1985	1985-2000
Industrie (y compris énergie)	2.72	4.89
Construction	0.60	0.91
Services marchands	1.93	2.16

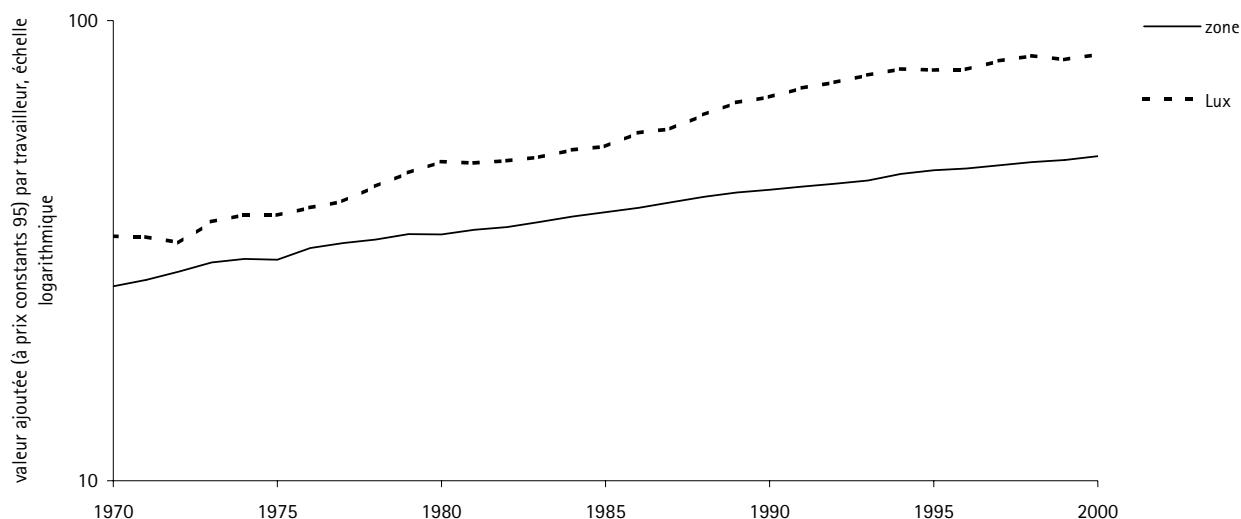
Source: STATEC, calculs CREA

L'expansion de l'économie luxembourgeoise est souvent associée à la mutation de l'économie au profit des branches des services marchands. Néanmoins, le Tableau III-1 montre que les branches industrielles, représentant 16% de la valeur ajoutée du secteur marchand (en 2000), ont fait preuve d'un réel dynamisme en termes de productivité du travail. Les gains de productivité réalisés

par l'industrie depuis le début des années quatre-vingt ont permis d'élever la valeur ajoutée réelle par travailleur au-dessus de celle de la zone. Le graphique III-2 indique un écart durable positif à partir du milieu des années quatre-vingt entre les évolutions respectives de la productivité apparente du travail des branches marchandes luxembourgeoises et de la zone.

¹ Les services marchands représentent 77% de la valeur ajoutée (à prix constants 1995) en 2000. La valeur ajoutée réelle et l'emploi (dans les services marchands) se sont accrus respectivement de 6.92% et 4.78% en moyenne par an.

Graphique III-1: Évolution de la valeur ajoutée par travailleur au Luxembourg et dans la zone (secteur marchand hors construction)



Source: Eurostat, STATEC; calculs: CREA

Le tableau III-2 fait apparaître un ralentissement du taux de croissance annuel moyen de la productivité du travail dans les pays partenaires du Luxembourg, à l'exception du Royaume-Uni. La France et les Pays-Bas ont été les

économies les plus durement touchées par ce ralentissement¹. Quant aux performances de la zone², elles demeurent très proches des résultats de l'Allemagne (voir Tableau III-2).

Tableau III-2: Évolution de la productivité apparente du travail (secteur marchand hors construction) dans les pays partenaires commerciaux du Luxembourg: 1970-1985 et 1985-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %).

	DE	BE	FR	IT	LU	NL	RU	Zone
1970-85	2.51	3.36	3.05	1.88	3.04	3.11	1.92	2.50
1985-00	1.86	2.11	1.54	1.76	3.12	1.16	2.55	1.88

Source : Belgostat, Eurostat, National Institute of Economic and Social Research, Statistics Netherlands; calculs CREA

Le graphique III-1 indique qu'au cours des trente dernières années, la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois s'est située au-dessus de celle de la zone³. En outre, l'écart s'est accentué au cours des quinze dernières années. Bien que le

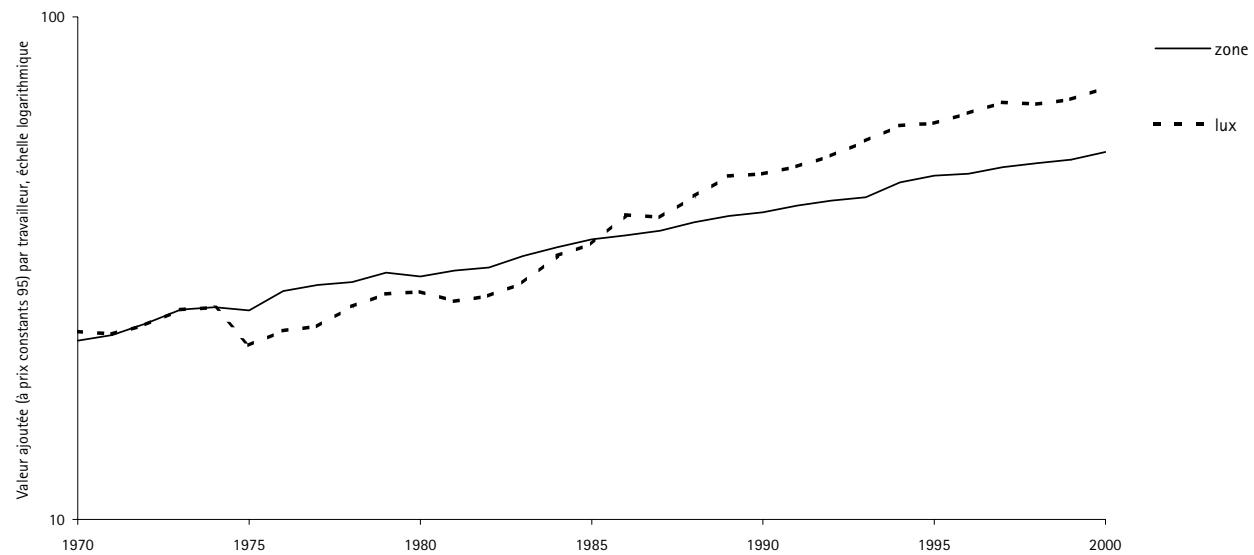
Luxembourg soit une économie de petite taille, le graphique III-1 suggère que ses performances économiques à long terme peuvent avoir des origines internes.

¹ Les taux de croissance annuel moyen de la valeur ajoutée réelle par travailleur de la France et des Pays-Bas ont été respectivement divisés par deux et (presque) par trois.

² Nous définissons la « zone » comme l'espace géographique constituée des principaux partenaires commerciaux du Luxembourg, c'est-à-dire les six pays apparaissant dans le Tableau III-2.

³ Nous comparons la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg à la moyenne pondérée (de l'emploi) de la valeur ajoutée par travailleur des six principaux partenaires commerciaux.

Graphique III-2: Evolution de la valeur ajoutée par travailleur des branches industrielles luxembourgeoises et de la zone (y compris énergie et produits d'extraction)



Source: Eurostat, STATEC; calculs: CREA

Le tableau III-3 donne une idée plus précise de l'évolution relative de la valeur ajoutée par travailleur des branches marchandes luxembourgeoises par rapport à ses principaux partenaires commerciaux. En 1970, la productivité apparente du travail de la zone représentait moins de 80% de celle du Luxembourg; en 2000, elle

n'en représente plus que 60%. Notons que les économies ayant un poids relativement faible dans l'emploi total de la zone sont aussi caractérisées par les niveaux de production par tête les plus élevés. C'est le cas pour la Belgique, le Luxembourg, et les Pays-Bas (voir tableau III-3).

Tableau III-3: Valeur ajoutée par travailleur des pays de la zone par rapport à la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg (secteur marchand hors construction) (1970, 1985, 2000)

Pays	1970	1985	2000
LU	1.00	1.00	1.00
DE	0.91	0.85	0.70
BE	0.92	0.97	0.83
FR	0.86	0.86	0.69
IT	0.75	0.63	0.52
NL	0.94	0.95	0.71
RU	0.54	0.46	0.42
Zone	0.78	0.72	0.60

Source : Belgostat. Eurostat. National Institute of Economic and Social Research. Statec. Statistics Netherlands; calculs CREA

1.2 Les déterminants du produit par tête d'un très petit pays intégré dans un espace international: le cas du Luxembourg

La productivité globale des facteurs

Nous pouvons exprimer la relation entre d'une part, le niveau de la valeur ajoutée Y , et d'autre part les facteurs de production K et L (capital et travail) et le niveau de la technologie reflétée par le terme A , par une fonction de production:

$$Y = AF(K, L) \quad \text{ou}$$

$$A = \frac{Y}{F(K, L)}.$$

Sous certaines conditions (Stiroh [2000]), la productivité globale des facteurs (PGF) pourra refléter le niveau de technologie. Une méthode fréquemment utilisée pour évaluer les contributions respectives d'une augmentation

de l'intensité capitalistique et de la croissance de la PGF à la croissance de la valeur ajoutée consiste en une *comptabilisation de la croissance*. La transformation en taux de croissance de la fonction de production permet d'obtenir:

$$g_{Y/L} = g_A + \alpha \cdot g_{K/L}$$

où α est la part distributive du capital¹. La décomposition de la croissance de la valeur ajoutée du secteur marchand luxembourgeois (hors construction) fait apparaître une très forte contribution de la PGF; sur la période 1980-2000, cette contribution s'élève en moyenne à plus de 90% (voir Tableau III-4, colonne (4)). Ce phénomène est également observé aux Pays-Bas où la croissance de la valeur ajoutée par travailleur $g_{Y/L}$ est principalement liée à la composante technologique g_A ².

Tableau III-4: Evolution de la productivité globale des facteurs (secteur marchand hors construction) dans les pays de la zone et au Luxembourg: 1980-2000 (taux de croissance annuel moyen, en %).

variables pays	$g_{Y/L}$ (1)	g_A (2)	$\alpha \cdot g_{K/L}$ (3)	$g_A/g_{Y/L}$ (4)
LU	2.7	2.5	0.2	91.9
DE	1.9	1.1	0.8	60.1
BE	2.1	1.0	1.1	49.7
FR	1.9	1.5	0.4	79.3
IT	1.6	1.1	0.5	66.4
NL	1.4	1.3	0.1	92.9
RU	2.6	1.3	1.3	50.7
Zone	2.0	1.3	0.7	65.1

Source: Belgostat, Eurostat, National Institute of Economic and Social Research, Statec, Statistics Netherlands; calculs CREA

Pour l'Allemagne, la Belgique, la France, l'Italie, et le Royaume-Uni (voir Tableau III-4) la modification de l'intensité capitalistique ($g_{K/L}$) explique une partie plus importante de la croissance de la valeur ajoutée que le Luxembourg, soit environ entre 20% et 50% selon le pays considéré. Enfin, en construisant des agrégats relatifs³ à

la zone, nous obtenons un résultat relativement comparable à la situation de l'Allemagne (voir Tableau III-4, colonne (4)): 65% de la croissance de la productivité du travail est attribuable à la croissance de la PGF et 35% à une augmentation de l'intensité capitalistique.

¹ Les hypothèses de concurrence parfaite et de rendements constants à l'échelle, impliquent respectivement que les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale et que la part distributive du capital peut être évaluée de manière résiduelle, soit $\alpha = 1 - \frac{W * L}{Y}$

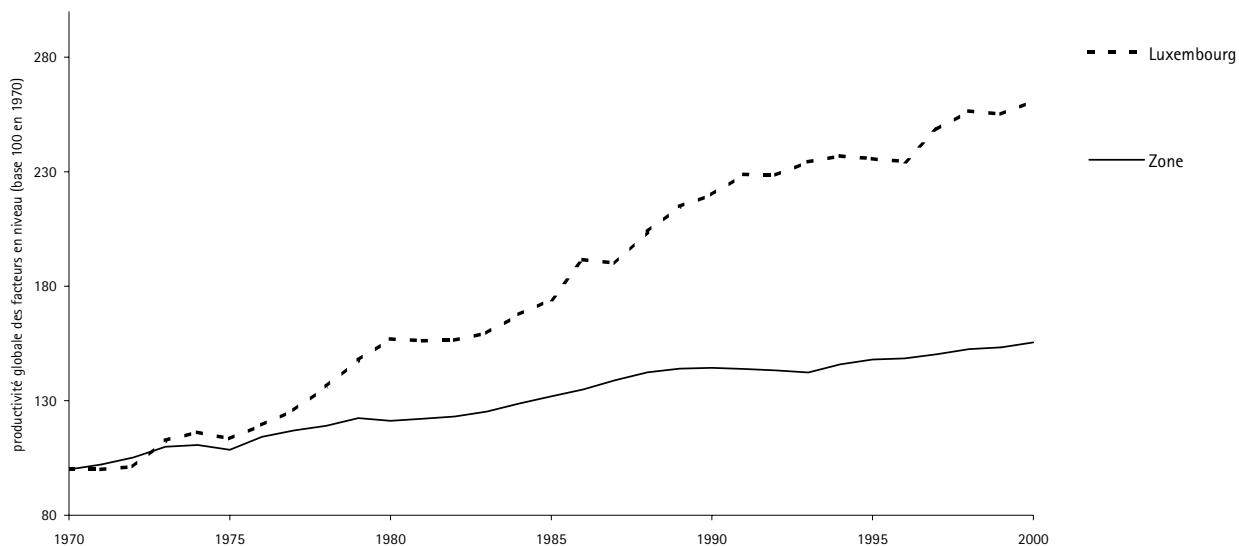
² Sur la période 1980-2000, l'emploi et le stock de capital physique s'élèvent respectivement en moyenne au rythme annuel de 2.8% et 3.1% dans le secteur marchand luxembourgeois. Leurs contributions respectives à la croissance de la valeur ajoutée s'établissent à 23% et 30%; la contribution de la composante technologique s'élève à 47%.

³ Nous construisons des agrégats moyens comme des moyennes pondérées de la valeur ajoutée par travailleur et de l'intensité capitalistique des six principaux partenaires commerciaux du Luxembourg, où les pondérations sont égales à la part de l'emploi du pays dans l'emploi total (secteur marchand hors construction) de la zone. En moyenne (1970-2000), l'emploi du secteur marchand allemand, belge, français, italien, néerlandais, et anglais, représente respectivement 30%, 3%, 19%, 18%, 4% et 25% de l'emploi total de la zone.

La méthode de décomposition de la croissance de la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois a fait apparaître une contribution relativement importante de la composante technologique. Bien que les branches marchandes (hors

construction) enregistrent un ralentissement du taux de croissance annuel moyen de la PGF, ce dernier s'est établi respectivement à 3.8% et 2.7% au cours des deux périodes successives 1970-1985 et 1985-2000, contre 1.8% et 1.1% pour la zone.

Graphique III-3: Évolution de la productivité globale des facteurs au Luxembourg et dans la zone (secteur marchand hors construction)



Source: Eurostat, STATEC; calculs: CREA

Le coefficient de corrélation du taux de croissance de la PGF au Luxembourg avec le taux de variation de la PGF de la zone est s'élève à (0.44). La valeur de cette statistique est suffisamment élevée pour justifier une décomposition de la PGF d'un pays analogue à celle proposée par Glick et Rogoff [1995], soit en une composante spécifique au pays et une composante relative à la zone. Le graphique III-3 montre un écart durable de l'évolution de la PGF par rapport à celle de la zone.

Le taux d'investissement moyen de la zone

Dans le modèle de Solow, une hausse du taux d'investissement élève de manière permanente les niveaux de stock de capital physique et de production par travailleur prévalant à long terme. Notre formalisation consiste à élargir le modèle néoclassique traditionnel à l'économie ouverte en considérant un espace international constitué d'économies interdépendantes. La possibilité pour un pays d'emprunter sans obstacle réduit considérablement le rôle du taux d'investissement national au profit du taux d'investissement moyen de la zone.

Tableau III-5: Taux d'investissement (secteur marchand hors construction) dans les pays de la zone et au Luxembourg: 1980-2000 (part de la formation brute de capital fixe dans la valeur ajoutée - moyenne)

	DE	BE	FR	IT	LU	NL	RU	Zone
Taux d'investissement	0.25	0.22	0.24	0.24	0.22	0.27	0.14	0.21

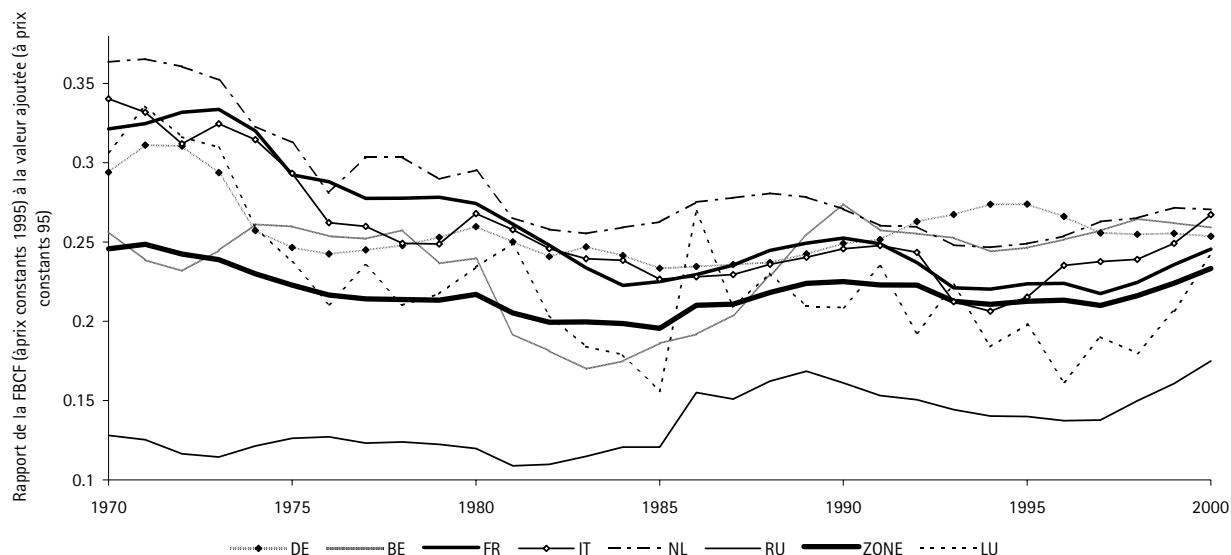
Source: Belgostat, Eurostat, National Institute of Economic and Social Research, Statec, Statistics Netherlands; calculs CREA

Le tableau III-5 indique une relative uniformité des taux d'investissement¹ des six pays constituant la zone. Seul le rapport de la formation brute de capital fixe à la valeur ajoutée du Royaume-Uni apparaît relativement faible. En raison de la part importante de l'emploi anglais dans l'emploi total de la zone, le taux d'investissement moyen prévalant dans l'espace international ne s'élève qu'à 0.21².

Les évolutions des taux d'investissement dans les sept économies considérées (voir Graphique III-4) présentent une caractéristique semblable. Sur la période 1970-2000, on observe une tendance à la convergence des taux

d'investissement vers une valeur commune comprise entre 0.24 et 0.25. La période 1970-1985 est associée à une baisse des taux d'investissement dans l'ensemble des économies de la zone, les taux de variation annuels moyens se situant entre -0.40% (Royaume-Uni) et -2.68% (Italie) selon les pays. Suite à l'accélération de l'investissement³ au cours de la période 1985-2000 (par rapport à 1970-1985), l'ensemble des pays enregistre une augmentation⁴ du taux d'investissement national. Le taux de croissance annuel moyen le plus faible est de 0.20% (Pays-Bas) et le plus élevé s'établit à 2.51% (Royaume-Uni).

Graphique III-4: Evolution des taux d'investissement dans les pays de la zone et au Luxembourg (secteur marchand hors construction)



Source: Eurostat, STATEC, Belgostat, Statistics Netherlands; calculs CREA

La réduction des écarts entre les différents taux d'investissement des pays de la zone semble suggérer une mobilité internationale de plus en plus grande des capitaux. Cette caractéristique est prise en compte dans notre

formalisation où nous supposons que chaque pays peut contracter sans entraves un emprunt extérieur de manière à combler le besoin de financement de l'économie.

¹ Le taux d'investissement est défini comme le rapport de la formation brute de capital fixe exprimée à prix constants 1995 à la valeur ajoutée réelle (exprimée à prix constant 1995).

² Le taux d'investissement moyen prévalant dans la zone est construit comme une moyenne (géométrique) pondérée des taux d'investissement des six principaux partenaires commerciaux du Luxembourg.

³ La formation brute de capital fixe (FBCF) de la zone (exprimée à prix constants 1995, secteur marchand hors construction) s'est élevée en moyenne annuellement de 0.95% au cours de la période 1970-1985. La période 1985-2000 est associée à une accélération de l'investissement, le taux de croissance annuel moyen de la FBCF de la zone s'établissant à 3.70%. C'est le Royaume-Uni qui enregistre la plus forte accélération, le taux de croissance annuel moyen de la FBCF anglaise passant de 0.98% à 6.03% entre 1970-1985 et 1985-2000.

⁴ Le taux d'investissement moyen de la zone a baissé en moyenne annuellement de 1.51% au cours de la période 1970-1985 et s'est élevé à un rythme annuel moyen de 1.17% sur la période 1985-2000.

2. Un modèle de croissance d'un petit pays intégré dans un espace international

Les hypothèses du modèle

Nous considérons un espace international constitué de N économies interdépendantes, où chaque pays est identifié à l'aide de l'indice j ($j=1,2,\dots,N$). La zone fonctionne comme une économie fermée et vérifie les conditions suivantes:

- i. Les capitaux sont parfaitement mobiles.
- ii. Les créances sur le capital domestique et sur le capital étranger sont parfaitement substituables.
- iii. Le travail est parfaitement mobile à l'intérieur des pays mais parfaitement immobile entre les économies nationales¹.
- iv. Chaque économie est de taille relativement réduite comparativement à celle de la zone.
- v. Il y a concurrence parfaite sur les marchés des facteurs de production et des produits.
- vi. Il y a absence de coûts d'installation des biens d'équipement.

L'hypothèse [i] signifie que les pays de la zone peuvent emprunter et prêter sans obstacle sur les marchés internationaux des capitaux au taux prévalant au sein de l'espace international. D'après l'hypothèse [III], les créances sur les capitaux domestique et étranger rapportent un même taux de rendement international noté r^* . L'hypothèse [IIIi] implique que des écarts de rémunération entre les pays peuvent subsister. Dans le cadre de notre modélisation, la subsistance de tels écarts est induite par les différences internationales en termes de *progrès technique (augmentant le travail)*. D'après l'hypothèse [iv], l'accumulation d'actifs étrangers et de capital physique par le pays j n'a qu'un impact négligeable sur la dynamique du taux d'intérêt réel de la zone r^* . Par conséquent, nous pouvons considérer que r^* est exogène pour chaque économie ouverte. L'hypothèse [v] implique que les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale. Enfin, selon l'hypothèse [vi], nous supposons que le coût relatif à la formation des travailleurs et/ou à la désorganisation du processus de production du fait de l'achat de nouvelles machines est nul.

Croissance des pays de la zone analysés individuellement

Nous considérons que dans chaque pays j , avec $j=1,\dots,N$, une firme produit un bien composite Y_j (le PIB) à l'aide de

capital K_j et de travail L_j selon la fonction de production:

$$Y_j = F(K_j, A_j L_j), \quad (1)$$

où A_j représente le *progrès technique augmentant le travail*.

La fonction de production est caractérisée par des productivités marginales positives et décroissantes, soit

$$F_{Kj} > 0, F_{Lj} > 0, F_{Kj} K_j < 0, F_{Lj} L_j < 0.$$

Le progrès technique et l'offre d'emploi s'accroissent respectivement à des taux exogènes uniformes λ et n .

La production du bien composite du pays j est destinée à la consommation C_j , à l'investissement domestique I_j , et à l'exportation.

L'augmentation de capital physique de la firme représentative est égale à l'investissement brut I_j net de la dépréciation des biens d'équipement δK_j ,

$$\dot{K}_j = I_j - \delta K_j \quad (2)$$

Le consommateur représentatif est propriétaire du capital physique qu'il loue aux entreprises.

¹ La formalisation d'une économie ouverte est habituellement associée à l'hypothèse de mobilité internationale des biens et/ou des capitaux (voir Barro et Sala-i-Martin [1996], Chapitre 3). Dans le cadre de la modélisation d'une économie de petite taille très ouverte (comme le Luxembourg), l'hypothèse d'absence de mobilité internationale du travail peut s'avérer plus restrictive (voir Dascher [2000]).

Dans un contexte de mobilité des capitaux, lorsque l'épargne nationale est supérieure (inférieure) aux dépenses en biens d'équipement, l'économie domestique peut prêter (emprunter) aux (auprès des) autres pays de la zone¹ au taux d'intérêt réel r^m

La richesse du consommateur représentatif, W_j , est constituée de capital physique domestique et d'actifs étrangers, soit $W_j = K_j + B_j$. En supposant qu'il épargne une fraction (exogène²) s_j de ses revenus nets des dépenses de consommation, l'évolution de la richesse au cours du temps du consommateur représentatif du pays j s'écrit **sous forme intensive** (voir Annexe A.1):

$$\dot{w}_j = \dot{k}_j + \dot{b}_j$$

$$= s_j f(k_j) - (n + \lambda + \delta) k_j - [(n + \lambda) - s_j r^m] b_j$$

où les grandeurs sont exprimées par travailleur efficace en notant $e_j = E_j / A_j L_j$ pour la variable

$$E_j = K_j, B_j, Y_j, C_j.$$

La firme représentative du pays j choisit un niveau de stock de capital par travailleur efficace K_j et un volume d'emploi L_j de manière à maximiser son profit Π_j :

$$\Pi_j = F(K_j, A_j L_j) - \omega_j L_j - (r^m + \delta) K_j. \quad (3)$$

où ω_j est le taux de salaire, r^m le taux d'intérêt réel de la zone qui est exogène pour le pays j , et δ le taux de dépréciation du capital physique. Les conditions du premier ordre, sous forme intensive, s'écrivent:

$$f_k(k_j) = r^m + \delta, \quad (4a)$$

$$A_j [f(k_j) - k_j f'_k(k_j)] = \omega_j. \quad (4b)$$

La condition (4b) établit l'égalité habituelle entre la productivité marginale du travail exprimée par travailleur efficace et le taux de salaire réel, ω_j . D'après la condition (4a), le niveau du stock de capital par travailleur efficace s'établit au niveau k_j assurant l'égalité entre d'une part la productivité marginale du capital, $f'_k(k_j)$, et d'autre part, le coût d'usage du

capital physique, $r^m + \delta$. Comme r^m est **une variable exogène pour chaque pays j** , la convergence vers le stock de capital k_j est instantanée. En d'autres termes,

lorsque k'_j est inférieur à k_j , l'hypothèse [i] de *parfaite mobilité des capitaux* implique que l'afflux de capitaux dans le pays j permet de combler instantanément cet écart (voir Barro et Sala-i-Martin [1996], chapitre 3).

Afin d'obtenir une expression du stock de capital par travailleur efficace, nous supposons que la fonction de production est de type Cobb-Douglas³, soit

$$Y_j = K_j^\alpha (A_j L_j)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1, \quad (5)$$

En utilisant (5), la condition (4a) permet d'écrire:

$$k_j = \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}}. \quad (6)$$

où k_j est le stock de capital par travailleur efficace choisi par la firme représentative. Le niveau de la production par unité d'emploi efficace devient:

$$y_j = \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}. \quad (7)$$

L'expression (7) indique que le niveau de production par travailleur efficace de l'économie j est exclusivement déterminé par le **coût du capital $r^m + \delta$ exogène pour le pays j** et la part distributive du capital α . En utilisant le fait que $\tilde{y}_j = (Y_j / L_j) = y_j A_j$, nous pouvons réécrire l'expression (7) de la manière suivante:

$$\tilde{y}_j = \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_j \quad (8)$$

où le niveau de production par travailleur d'équilibre du pays j est une **fonction de la productivité propre au pays⁴ j** .

¹ On note B_j le stock d'actifs étrangers détenu par le consommateur représentatif. Lorsque $B_j > 0$ ($B_j < 0$), le consommateur représentatif du pays j est crééditeur net (débiteur net) vis-à-vis des autres pays de la zone.

² Mankiw, Romer, et Weil [1992] adoptent l'hypothèse d'un taux d'épargne exogène et examinent dans quelle mesure le modèle de Solow *augmenté* (introduction du capital humain comme input) permet d'expliquer les écarts de produit par tête entre les différents pays. Bräuninger et Pannenberg [2002] analysent les implications du niveau de chômage dans le modèle de Solow, et considèrent également que le volume d'épargne est proportionnel au revenu.

³ Mankiw, Romer , et Weil [1992] et Hall et Jones [1998] considèrent également une fonction de production de type Cobb-Douglas où apparaît le capital humain.

⁴ Sous l'hypothèse de parfaite mobilité des capitaux, le niveau de production par travailleur d'équilibre est indépendant du taux d'investissement domestique

⁵ Lorsque $A_j = A$, $\forall j$, les niveaux de production par travailleur à l'équilibre des pays j seront égaux.

La croissance moyenne de la zone

En se situant au niveau de la zone définie comme l'agrégation des économies ouvertes la constituant, nous pouvons envisager cette zone comme une économie fermée (Ventura, 1998). L'équation d'accumulation du capital par travailleur efficace exprimée en termes de moyenne pondérée sera équivalente à l'équation dynamique associée à une économie fermée (voir Annexe A.2 pour une démonstration formalisée). L'évolution de k est donc régie par l'équation dynamique suivante,

$$\dot{k} = sf(k) - (n + \lambda + \delta)k, \quad (9)$$

où les grandeurs sont exprimées en termes de moyenne pondérée, soit $k = \sum_{j=1}^N \beta_j k_j$. D'après l'expression (9), le stock de capital par travailleur efficace moyen arrête de croître ($\dot{k} = 0$) et atteint son équilibre de long terme k^* , lorsque le volume d'investissement moyen de la zone (égal au terme $sf(k)$) est égal à l'investissement juste suffisant pour doter les nouveaux travailleurs efficaces en biens d'équipement (égal à $(n + \lambda)k$) et remplacer le capital déclassé (égal à δk). **La dynamique de croissance de la zone n'est donc pas instantanée.**

A l'état stationnaire du capital par travailleur efficace s'écrit alors:

$$sf(k^*) = (n + \lambda + \delta)k^* \quad (10)$$

Puisque $k = \sum_{j=1}^N \beta_j k_j$, on peut écrire la fonction de production (5) sous sa forme intensive $y = f(k) = k^\alpha$. A partir de (10) on déduit les expressions:

$$k^* = \left(\frac{s}{n + \lambda + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (11a)$$

$$y^* = \left(\frac{s}{n + \lambda + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (11b)$$

Le stock de capital moyen par travailleur efficace prévalant à long terme, k^* , peut être défini comme une moyenne pondérée des stocks de capital prévalant à l'équilibre k_j (dont est doté chaque pays j), soit

$$k^* = \sum_{j=1}^N \beta_j k_j = \sum_{j=1}^N \beta_j \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad (12)$$

où nous avons substitué l'expression (6) et utilisé le fait que $\sum_{j=1}^N \beta_j = 1$. L'égalité (12) provient de l'hypothèse de parfaite mobilité des capitaux impliquant l'**uniformité des valeurs k_j** à travers les différents pays de l'espace international. L'équation (12) permet de réécrire le niveau de production moyen lorsque la zone se situe à l'état-stationnaire de la manière suivante:

$$y^* = \left(\frac{\alpha}{r^m + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (13)$$

En utilisant les deux expressions du niveau de production moyen de la zone prévalant à long terme, soit (11b) et (13), on obtient l'égalité suivante:

$$\frac{\alpha}{r^m + \delta} = \frac{s}{n + \lambda + \delta} \quad \text{ou}$$

$$r^m = \frac{\alpha (n + \lambda + \delta)}{s} - \delta. \quad (14)$$

Selon (14), le taux d'intérêt réel de la zone r^m est une fonction décroissante du taux d'investissement moyen¹ de la zone $s = \sum_{j=1}^N \beta_j s_j$. Une hausse du taux d'investissement moyen implique un stock de capital par travailleur efficace moyen de long terme k^* plus élevé et un taux d'intérêt réel de la zone r^m plus faible. En outre, l'ampleur de l'impact d'une hausse du taux d'épargne s_j de l'un des pays j de la zone est subordonnée à la taille du pays j reflétée par le terme β_j .

¹ Puisque la zone est une économie fermée, l'épargne globale moyenne est égale à l'investissement moyen. Par conséquent, le taux d'épargne moyen est égal au taux d'investissement moyen.

La croissance d'un très petit pays intégré dans la zone

Nous considérons un très petit pays, avec $j = h$, intégré au sein de l'espace international. En raison de sa très petite taille¹ ($\beta_h \approx 0$), les agrégats moyens associés à la zone sont indépendants des grandeurs k_h , y_h , et s_h . En revanche, les stocks de capital et de production par travailleur du petit pays vont être influencés par des paramètres propres à l'espace où le petit pays est intégré.

Utilisons l'expression (8) afin de faire apparaître les déterminants du produit par travailleur du petit pays qui sont propres à la zone et à l'économie nationale.

$$\tilde{y}_h = \left(\frac{s}{n + \lambda + \delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} P_h, \quad (15)$$

où P_h dépend de la productivité globale des facteurs du petit pays h^2 , avec $P_h = A_h^{1-\alpha}$.

L'expression (15) fait apparaître le produit par travailleur de l'économie de petite taille comme une fonction:

- du taux d'épargne moyen de la zone, s ; une hausse du taux d'épargne moyen (ou du taux d'investissement moyen) de la zone conduit à hausse de \tilde{y}_h . Si l'épargne moyenne s'élève, le stock de capital par travailleur efficace moyen augmente. Ceci provoque la baisse du taux d'intérêt prévalant dans l'espace international et encourage l'investissement au niveau des pays constituant la zone. Une hausse de s élève de manière permanente le niveau de production par travailleur et affecte de façon temporaire son taux de croissance.
- De la somme des taux de croissance de l'emploi, n , du progrès technique, λ , et de la dépréciation du capital physique, δ , de l'espace international; une hausse du terme $(n + \lambda + \delta)$ joue dans le sens d'une diminution de \tilde{y}_h .
- Du niveau de la productivité globale des facteurs, P_h . Elle constitue un facteur crucial (avec

$P_h \neq P_j$) puisqu'elle est susceptible d'élever le niveau de produit par travailleur du petit pays h au-dessus du produit moyen par travailleur de la zone, pour un niveau de capital par travailleur donné.

En exprimant l'équation (15) sous forme de logarithme, on obtient:

$$\ln \tilde{y}_h = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} (n + \lambda + \delta) + \ln P_h \quad (16)$$

Dans l'éventualité où la part distributive du travail est égale à 0.5, l'élasticité du produit par travailleur du petit pays h , \tilde{y}_h , par rapport au taux d'investissement moyen de la zone, s , est égale à l'unité. L'application empirique permet d'estimer la valeur de l'élasticité (pour le Luxembourg) et de comparer les valeurs des parts distributives des facteurs de production « calculées »³ et estimées.

En considérant que la productivité globale des facteurs du petit pays peut être scindée en une composante spécifique au pays et une composante commune à la zone (voir Glick et Rogoff [1995]), nous pouvons réécrire l'expression (16) de la manière suivante:

$$\ln \tilde{y}_h = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} (n + \lambda + \delta) + \eta \ln P_h^c + \mu \ln P_z, \quad (17)$$

où nous avons utilisé une expression de la productivité globale des facteurs du petit pays similaire à la spécification de Glick et Rogoff (voir p. 166), soit

$$P_h = (P_h^c)^\eta \cdot (P_z)^\mu. \quad (18)$$

Les termes P_h^c et P_z correspondent respectivement aux composantes spécifique au petit pays et commune aux économies constituant l'espace international de la PGF de l'économie de petite taille intégrée dans la zone. L'élasticité de la productivité globale des facteurs du petit pays h par rapport à la PGF de la zone peut être considérée comme une mesure des externalités technologiques internationales qui sera estimée lors de notre application empirique.

¹ Le caractère exogène du coût du capital est une hypothèse habituelle associée à la formalisation d'une petite économie ouverte. En nous intéressant à un « pays de très petite taille », nous introduisons l'hypothèse selon laquelle les grandeurs économiques relatives au très petit pays n'ont aucun impact sur les agrégats moyens de la zone. Cette hypothèse est reflétée par le terme $\beta_h \approx 0$. Un calcul simple indique que l'emploi au Luxembourg ne représente que 2 pour 1000 de l'emploi total de la zone (secteur marchand).

² La spécification de la fonction de production (1) pour $j = h$ revient à considérer que le progrès technique porte sur le travail. Lorsque la fonction de production est de type Cobb-Douglas, $Y_h = K_h^\alpha (A_h L_h)^{1-\alpha}$ est équivalent à $Y_h = P_h K_h^\alpha L_h^{1-\alpha}$ avec $P_h = A_h^{1-\alpha}$.

³ Sous l'hypothèse de concurrence parfaite, la part distributive du travail est égale au rapport de la masse salariale et de la valeur ajoutée (à prix courants).

3. Déterminants du niveau de produit par travailleur au Luxembourg: résultats empiriques

Notre modélisation permet d'obtenir une équation de détermination du niveau de production par travailleur d'un petit pays intégré dans un espace international (voir

éq (17)). A l'aide de cette forme testable, nous pouvons estimer l'influence des variables propres à la zone et spécifiques au Luxembourg.

3.1 Les données

Nous considérons que la zone où est intégré le Luxembourg est principalement constituée de ses principaux partenaires commerciaux, soit l'Allemagne, la Belgique, la France, l'Italie, les Pays-Bas, et le Royaume-Uni. Pour l'ensemble des pays, les données sont libellées en millions d'euros. En outre, les données exprimées à prix constants ont pour base l'année 1995. Enfin, les données utilisées portent exclusivement sur les branches industrielles (y compris énergie et produits d'extraction) et les services marchands.

Les données relatives au Luxembourg

Les données utilisées pour le Luxembourg proviennent de la comptabilité nationale luxembourgeoise. Les données relatives à la période 1985-2000 sont traitées par la méthode du SEC 95 et une rétropolation est effectuée pour les années 1970-1984.

- Y_h : valeur ajoutée (à prix courants) (source: STATEC)
- Y_h^R : valeur ajoutée (à prix constants) (source: STATEC)
- I_h : formation brute de capital fixe (à prix constants) (source: STATEC). La série de FBCF à prix constants 1990 est disponible sur la période 1970-1999. Nous avons opéré un changement de base de manière à retenir 1995 comme année de référence.
- WL_h : rémunération des salariés (source: STATEC)
- L_h : emploi total (source: STATEC)

La construction des variables relatives au Luxembourg apparaissant dans notre forme testable (voir éq (17) et

(18) a été réalisée de la manière suivante:

- $y_h = \frac{Y_h^R}{L_h}$: valeur ajoutée par travailleur (à prix constants);
- $P_h = \frac{Y_h^R}{(K_h^\alpha L_h^{1-\alpha})}$: productivité globale des facteurs (PGF) construite à l'aide de la méthode de *comptabilisation de la croissance* (voir Annexe B.3). Le stock de capital physique du secteur marchand K_h a été évalué à l'aide de la *méthode de l'inventaire perpétuel* (voir Annexe B.2).
- De manière à déterminer la composante domestique de la PGF du Luxembourg, soit P_h^c , nous avons régressé l'équation (18) linéarisée¹. En suivant Glick et Rogoff [1995], nous considérons les résidus comme reflétant le taux de croissance de la composante de la PGF propre au Luxembourg.

Les données relatives aux pays de l'espace international et les agrégats moyens de la zone

Les données utilisées pour les pays de la zone proviennent en grande partie d'Eurostat et de la base STAN proposée par l'OCDE. Concernant les données d'Eurostat (SEC 95), elles ont été rétropolées à l'aide des données historiques (SEC 79). Les séries relatives aux six pays partenaires commerciaux du Luxembourg constituant l'espace international ont été complétées à l'aides des données fournies par divers instituts nationaux de statistiques (voir Annexe B.1).

¹ Nous avons estimé l'équation suivante: $d \ln(P_h) = c + \mu d \ln(P_z)$. Les résidus de l'estimation devraient refléter les fluctuations du taux de croissance de la composante spécifique de la PGF du secteur marchand luxembourgeois (voir éq (18)) autour de son taux de croissance annuel moyen représenté par la constante c . Nous soulignons que l'introduction ou l'absence de constante dans la régression ne modifie pas les résultats obtenus. En l'absence de constante, les résidus sont supposés refléter le taux de croissance de P_h^c .

Les agrégats moyens ont été construits comme une moyenne pondérée des agrégats des partenaires commerciaux du Luxembourg, où le poids, noté β_j , affecté à chaque grandeur est égal à la part de l'emploi dans le secteur marchand du pays j dans l'emploi total (du secteur marchand) de l'espace international. Les variables relatives à la zone sont:

- Le taux d'investissement moyen, noté s , a été construit comme une moyenne pondérée des taux d'investissement s_j des pays j : $s = \sum_{j=1}^J \beta_j s_j$, avec $\beta_j = A_j L_j / \sum_{j=1}^J A_j L_j$. En outre, nous avons défini le taux d'investissement du pays j comme le rapport de la formation brute de capital fixe (à prix constant 1995) à la valeur ajoutée (à prix constants 1995) (voir Mankiw, Romer, et Weil [1992], p. 412).
- La variable P_z reflétant la productivité globale de la zone¹ (voir Glick et Rogoff [1995], p. 172) est construite comme une moyenne pondérée des PGF des six pays partenaires commerciaux, c'est-à-dire

$$\begin{aligned}\Delta \ln(y_h)_t &= c_1 + c_2 \Delta \ln(P_h^c)_t + c_3 \Delta \ln(P_z)_t + c_4 \Delta \ln(I_z)_t + c_5 \Delta \ln(Y_z)_t \\ &+ c_6 \ln(y_h)_{t-1} + c_7 \ln(P_h^c)_{t-1} + c_8 \ln(P_z)_{t-1} + c_9 \ln(I_z)_{t-1} + c_{10} \ln(Y_z)_{t-1}\end{aligned}$$

où nous avons substitué l'expression du taux d'investissement moyen de la zone, soit $s = I_z / Y_z$, dans (17).

En premier lieu, nous estimons l'équation dynamique (19) sans imposer de contraintes sur les coefficients. Nous réalisons un test de Wald consistant à tester l'hypothèse nulle $c_g = -c_{10}$. Les résultats indiquent qu'on ne peut rejeter l'hypothèse nulle avec une probabilité de 0.74. En second lieu, nous estimons de nouveau l'équation

$P_z = \sum_{j=1}^J \beta_j P_j$, où P_j est la productivité globale des facteurs du pays j .

- Le terme $(n + \lambda + \delta)$ correspond à la somme du taux de croissance de l'emploi du secteur marchand de la zone, du taux de croissance de la productivité globale des facteurs de l'espace international P_z et du taux de dépréciation physique (voir Annexe B.2).
- Nous avons défini l'investissement et la valeur ajoutée réels moyens, notés respectivement I_z et Y_z , comme une moyenne pondérée des investissements et de la valeur ajoutée réels des six pays constituant l'espace international.

Les résultats empiriques

L'équation (17) représentant la détermination de la valeur ajoutée par travailleur est testée sous une forme dynamique à correction d'erreur (voir Annexe C) permettant de faire coexister des variables ayant un impact à court terme et d'autres à long terme sur la variable expliquée:

dynamique (19) en imposant la contrainte $c_g = -c_{10}$.

Les résultats des estimations de l'équation dynamique (19) (avec et sans contraintes, voir Tableau III-6) font apparaître des coefficients de correction d'erreur très significatifs et compris entre -0.31 et -0.33. Les valeurs relativement faibles des coefficients (en valeur absolue) indiquent une rapidité peu élevée de l'ajustement, ce qui est plausible dans un contexte de croissance à long terme.

¹ Notre construction de la variable reflétant la productivité globale des facteurs (moyenne) de la zone est relativement similaire à la démarche de Glick et Rogoff [1995] (voir p. 172). La différence se situe au niveau des pondérations affectées à la PGF de chaque pays constituant la zone puisqu'ils utilisent la part du PNB de chaque économie sans le PNB total (de la zone).

Tableau III-6: Estimations des équations dynamiques de détermination de la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois (hors construction).**Variable expliquée:** $\Delta \ln(y_h)$ **Nombre entre parenthèses: t statistique**

<i>Equations testées</i>	<i>Eq (19)</i>	<i>Eq (19) avec contrainte</i>
<i>Variables</i>		
$\Delta \ln(P_h^c)$	0.81 (9.96)***	0.79 (8.69)***
$\Delta \ln(P_z)$	0.84 (4.58)***	0.84 (4.05)***
c_1	-1.99 (-1.34)	-2.14 (-3.69)***
$\ln(y_h)_{-1}$	-0.33 (-2.74)***	-0.31 (-3.82)***
$\ln(I_z)_{-1}$	0.34 (3.62)***	0.27 (2.85)***
$\ln(Y_z)_{-1}$	-0.38 (-2.03)**	-0.27 (2.85)***
$\ln(P_h^c)_{-1}$	0.41 (3.87)***	0.32 (3.02)***
$\ln(P_z)_{-1}$	0.57 (4.34)***	0.52 (3.64)***
dum_{81}	-0.03 (-2.79)***	-
R^2	0.92	0.89
DW	2.10	2.05
Test Breusch-Godfrey (LM)(2)		
F	1.01	0.56
Proba	0.39	0.58

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

L'estimation de l'équation de détermination de la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg (éq (19) avec contrainte) conduit à la relation de long terme:

$$y_h = \exp^{6.90} \left(\frac{s}{n+\lambda+\delta} \right)^{0.87} (P_h^c)^{1.03} (P_z)^{1.70} \quad (20)$$

Les signes des coefficients corroborent nos hypothèses. Nos résultats empiriques conduisent à des valeurs estimées que nous pouvons mettre en perspective avec la situation de l'économie luxembourgeoise.

- D'après (20), l'élasticité de la valeur ajoutée par travailleur par rapport au **taux d'investissement moyen de la zone** s'élève à 0.87. Un exemple numérique permet de comprendre de quelle manière la modification de l'investissement dans un pays de la zone peut influencer la situation économique du Luxembourg. Supposons une augmentation de 3% du taux d'investissement en Allemagne¹. L'accélération de la FBCF allemande par rapport à sa valeur ajoutée élève le taux d'investissement international au prorata de la taille de l'économie² dans la zone, soit (environ) de 1%. Selon nos estimations, une hausse de 1% de s augmente le

- produit par travailleur du secteur marchand luxembourgeois de 0.87%. Bien que tous les pays de l'espace international puissent bénéficier d'une augmentation de 1% du taux d'investissement de la zone, l'ampleur de l'impact sur la valeur ajoutée par travailleur sera d'autant plus importante que l'élasticité $\alpha / 1 - \alpha$ est élevée, c'est-à-dire que la part distributive du capital α est proche de l'unité.
- En se référant au coefficient associé à s (voir forme testable (17)), soit $\alpha / 1 - \alpha$, notre estimation aboutit à une **part distributive du capital α** égale à 0.47. Ce résultat est relativement proche de la valeur observée dans le secteur marchand (hors construction) luxembourgeois; en effet, le calcul des parts distributives du capital, α , et du travail, $1 - \alpha$, conduisent à des valeurs respectivement égales à 0.54 et 0.46 en moyenne sur la période 1975-2000. Les valeurs estimées des élasticités du produit par rapport au capital, au travail et à la PGF scindée en une composante spécifique et globale nous permet d'écrire la fonction de production des branches marchandes luxembourgeoises de la manière suivante:

$$Y_h = K_h^{0.47} L_h^{0.53} (P_h^c)^{1.03} (P_z)^{1.70} \quad (21)$$

¹ Dans le cadre de notre application empirique, nous avons défini le taux d'investissement d'un pays comme le rapport de la formation brute de capital fixe à prix constants à la valeur ajoutée réelle. Une hausse du taux d'investissement allemand reflète l'accélération de la croissance de la FBCF par rapport au taux de croissance de la valeur ajoutée.

² L'emploi du secteur marchand allemand représente 30% (en moyenne) de l'emploi total de la zone.

- La productivité globale des facteurs domestique influence positivement la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois. La relation de long terme (20) indique une élasticité élevée de y_h par rapport à P_z et une élasticité presque unitaire par rapport à P_h^c . Ces résultats sont cohérents lorsqu'on s'intéresse à la croissance d'un pays très ouvert et de très petite taille intégré dans un espace international. Une de nos récentes études a mis en évidence l'importance de la diffusion de la technologie étrangère dans le tissu industriel luxembourgeois sur la période 1971-1999¹.

En supposant que les parts distributives du capital α et les élasticités de y_j ² par rapport à la composante de la PGF commune aux économies P_z sont similaires entre les pays constituant la zone, une hausse du taux d'investissement moyen s ou de P_z affectera de manière uniforme le produit par travailleur des économies³. Sous ces conditions, l'écart entre les taux de variation de la valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand (hors construction) luxembourgeois (voir éq (17)) noté \hat{y}_h et de la zone (voir éq (13) et éq (14)) noté \hat{y} devrait être égal au produit de l'élasticité de la composante spécifique de la PGF du Luxembourg et du taux de croissance de P_h^c noté \hat{P}_h^c , soit de manière formelle:

$$\hat{y}_h - \hat{y} = \eta_h \hat{P}_h^c. \quad (22)$$

où η_h est l'élasticité de y_h par rapport à P_h^c . L'application empirique aboutit à une valeur estimée de η_h proche de l'unité pour le Luxembourg.

Les faits stylisés présentés dans la section 2 (voir graphique III-2) font apparaître une valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg au-dessus de la moyenne de l'espace international. Dans le cadre de notre modélisation, ce phénomène n'est possible qu'à la condition d'une élasticité élevée de y_h par rapport à la composante de la PGF spécifique au Luxembourg et/ou d'un niveau élevé de P_h^c . Les résultats empiriques peuvent être mis en perspective avec les faits stylisés (1975-2000) à l'aide de la graphique III-5. Nous examinons dans quelle mesure l'écart entre les taux de variation de la valeur ajoutée par travailleur du Luxembourg et de l'espace international est expliqué par le taux de variation de la composante de la PGF propre au Luxembourg.

La graphique III-5 indique peu de décalage entre ces deux grandeurs. Bien que le produit par travailleur d'un pays de très petite taille fortement intégré dans un espace dépend fortement de facteurs relatifs à la zone, les résultats empiriques montrent que les facteurs propres au Luxembourg ont permis d'élargir sa valeur ajoutée par travailleur au-dessus de celle de l'espace international.

¹ L'étude réalisée par Cardi [2002] propose notamment de dégager les facteurs susceptibles d'influencer les gains de productivité globale de l'industrie au Luxembourg.

² De manière à simplifier les notations, nous avons omis l'indice *tilde* au-dessus de la variable y signalant que la variable est exprimée par travailleur.

³ En supposant que les parts distributives du capital sont uniformes entre les économies, soit $\alpha_j = \alpha$, le niveau de valeur ajoutée par travailleur de chaque pays j intégré dans l'espace international s'écrit (sous forme logarithmique):

$$\ln y_j = \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s - \frac{\alpha}{1-\alpha} (n + \lambda + \delta) + \mu \ln P_z + \eta_j P_j^c.$$

Conclusion

Les travaux de recherche s'intéressant aux sources de la croissance économique ne considèrent généralement qu'un pays en économie ouverte sans prendre en compte les inter-connexions entre ce pays et ses voisins. À travers une modélisation originale d'un espace international constitué d'économies interdépendantes, nous avons mis en évidence les mécanismes de croissance tant au niveau global qu'au niveau local à travers l'accumulation de capital. À la différence du modèle de Solow en économie fermée, les niveaux de produit par tête de chaque pays ne sont pas fonction du taux d'investissement domestique, mais dépendent du taux d'investissement moyen de la zone composée d'un ensemble d'économies. En raison de sa taille réduite, la petite économie ne peut influencer les grandeurs (taux d'intérêt et investissement moyen ...) relatives à l'espace international. Par ailleurs, nous montrons que les différences en matière de productivité globale conduisent à des écarts de niveaux de produit par tête pouvant être persistants dans le temps. Dans ce contexte, notre modèle établit (conformément à nos faits stylisés concernant le Luxembourg) que le produit par travailleur d'un très petit pays peut durablement s'élever au-dessus de la moyenne de la zone suite à une hausse de la productivité globale propre à cette économie.

Les estimations de l'équation de détermination de la valeur ajoutée par travailleur des branches marchandes luxembourgeoises confirment l'importance des variables internationales telles que le taux d'investissement moyen et la PGF de la zone. Une hausse du taux d'investissement international de 10% conduit à une augmentation du produit domestique par tête de 8.7%. La valeur ajoutée par travailleur du secteur marchand luxembourgeois présente une sensibilité élevée par rapport à la PGF de la zone; elle peut être interprétée comme le reflet de l'intensité des *externalités technologiques internationales*. Nous avons également estimé qu'une hausse de 1% de la composante spécifique de la PGF du Luxembourg conduit à une augmentation du même montant de sa valeur ajoutée par travailleur. L'écart positif entre le produit par travailleur du Luxembourg et de l'espace international est principalement expliqué par la composante propre de la PGF des branches marchandes luxembourgeoises.

Un prolongement de ce travail pourra consister en deux extensions possibles complémentaires. L'introduction de facteurs tels que l'investissement public ou le capital humain permettrait d'enrichir la présente formalisation, en faisant apparaître des déterminants supplémentaires de disparités de produit par tête entre les pays. L'analyse empirique pourra également être prolongée en adoptant une approche en données de panel.

ANNEXE A. Les équations d'accumulation de chaque pays j et de la zone

ANNEXE A.1. Équation dynamique de la richesse du pays j .

La richesse du consommateur du pays j représentatif W_j est constituée du capital physique domestique K_j et d'un stock d'actifs étrangers B_j . Lorsque le revenu national brut¹ (RNB_j) net des dépenses de consommation (C_j), c'est à dire l'épargne nationale (S_j), est supérieur à l'investissement domestique (I_j), le consommateur j accumule des actifs étrangers ($\dot{B}_j > 0$):

$$\dot{B}_j = Y_j + r^m B_j - C_j - I_j. \quad (\text{A.1})$$

En substituant les expressions d'accumulation de capital physique (3) et d'actifs étrangers (A.1), l'équation dynamique régissant l'évolution de la richesse au cours du temps s'écrit:

$$\begin{aligned} \dot{W}_j &= \dot{B}_j + \dot{K}_j \\ &= Y_j + r^m B_j - C_j - \delta K_j \end{aligned} \quad (\text{A.2})$$

En exprimant les grandeurs par travailleur efficace $e_j = E_j / A_j L_j$ pour la variable $E_j = K_j, B_j, Y_j, C_j$, l'équation d'accumulation de la richesse s'écrit sous forme intensive:

$$\begin{aligned} \dot{w}_j &= \dot{k}_j + \dot{b}_j \\ &= f(k_j) + r^m b_j - c_j - \delta k_j - (n_j + \lambda_j) w_j, \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

où $w_j = k_j + b_j$ représente la richesse du pays j exprimée en termes de travailleur efficace. En utilisant le fait que $s_j(f(k_j) + r^m b_j) = f(k_j) + r^m b_j - c_j$, on obtient finalement:

$$\dot{w}_j = s_j f(k_j) - (n + \lambda + \delta) k_j - [(n + \lambda) - s_j r^m] b_j. \quad (\text{A.4})$$

ANNEXE A.2. Équation dynamique du capital moyen de la zone

Nous allons montrer que l'équation d'accumulation de capital par travailleur efficace où les variables sont exprimées en termes de moyenne pondérée est équivalente à l'équation d'accumulation du capital traditionnelle (voir Solow [1956]) associée à une économie fermée.

¹ Le revenu national brut au pays j , RNB_j , est égal à la somme du produit domestique, Y_j , et des revenus d'intérêt du fait de la détention d'actifs étrangers, soit $r^m B_j$.

Dans un premier temps, nous multiplions les membres de droite et de gauche de l'équation d'accumulation de la richesse (A.3) par le terme $\beta_j = A_j L_j / \sum_{j=1}^N A_j L_j$ indiquant la part du nombre de travailleurs efficaces du pays j dans le nombre total de travailleurs efficaces de la zone:

$$\begin{aligned} \frac{\dot{w}_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} &= \frac{f(k_j) A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} + \frac{r^m b_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} - \frac{c_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} \\ &- \frac{(n + \lambda + \delta) k_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} - \frac{(n + \lambda) b_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^J A_j L_j} \end{aligned} \quad (A.5)$$

où $b_j A_j L_j = B_j$. En agrégeant les expressions (A.5) des N pays, nous obtenons:

$$\frac{\sum_{j=1}^N \dot{w}_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^N A_j L_j} = \frac{\sum_{j=1}^N f(k_j) A_j L_j}{\sum_{j=1}^N A_j L_j} - \frac{\sum_{j=1}^N c_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^N A_j L_j} - \frac{\sum_{j=1}^N (n + \lambda + \delta) k_j A_j L_j}{\sum_{j=1}^N A_j L_j} \quad (A.6)$$

où nous avons utilisé le fait que les créances et les engagements nets des divers pays j constituant la zone se compensent, c'est-à-dire $\sum_{j=1}^N B_j = 0$.

Dans un deuxième temps, nous définissons le stock de capital, le produit et la consommation par travailleur efficace moyens de la zone, notés respectivement k , y , c , comme une moyenne pondérée des stocks de capital k_j , du produit y_j , et de la consommation c_j des pays j où les pondérations sont égales au rapport du nombre de travailleurs efficaces du pays j , noté $A_j L_j$, au nombre total de travailleurs efficaces de la zone, $\sum_{j=1}^N A_j L_j$, c'est-à-dire

$$k = \sum_{j=1}^N k_j \beta_j, \quad y = \sum_{j=1}^N y_j \beta_j, \quad c = \sum_{j=1}^N c_j \beta_j, \quad \text{avec} \quad \beta_j = \frac{A_j L_j}{\sum_{j=1}^N A_j L_j} \quad (A.7)$$

En utilisant (A.7), l'expression (A.6) s'écrit finalement sous la forme:

$$\sum_{j=1}^N \beta_j \dot{w}_j = y - c - (n + \lambda + \delta) k = sf(k) - (n + \lambda + \delta) k, \quad (A.8)$$

où nous avons utilisé le fait que $sf(k) = y - c$ (au niveau agrégé, les créances et les dettes s'annulent). L'expression (A.8) représente l'équation dynamique d'accumulation de capital par travailleur efficace moyen au cours du temps dans une économie fermée. Elle est équivalente à l'expression (9).

ANNEXE B. La construction des données

ANNEXE B.1. Les données relatives aux pays de la zone: source

Les données utilisées pour les agrégats relatifs aux pays de la zone (Allemagne, Belgique, France, Italie, Pays-Bas, Royaume-Uni) proviennent principalement d'Eurostat et de la base STAN proposée par l'OCDE. Nous précisons que les notations Y^R et $FBCF^R$ signifient respectivement que la valeur ajoutée et la formation brute de capital fixe sont exprimées à prix constants 1995 (millions d'euros).

Les données utilisées pour l'**Allemagne** sont issues d'Eurostat pour la valeur ajoutée (à prix courants et à prix constants). La série d'emploi de la base STAN de l'OCDE (1992-2000) a été rétropolée à partir des données Eurostat (SEC 79). Les données de la base STAN de l'OCDE relatives à la $FBCF^R$ (1991-1998) ont été rétropolées à l'aide des données Eurostat (SEC 79). En outre, la série proposée par l'institut de statistique allemand (Statistisches Bundesamt Deutschland) a permis de prolonger la FBCF jusqu'en 1999. Enfin les données « rémunérations des salariés » proviennent d'Eurostat.

Les séries Y , Y^R , L , WL , $FBCF^R$ pour la **Belgique** sont issues de Belgostat pour la période 1990-2000. Elles ont été rétropolées à l'aide des données historiques d'Eurostat (SEC 79).

Les séries proposées par Eurostat (SEC 95) pour Y (1978-2000), Y^R , (1979-2000), WL (1992-2000) pour la **France** ont été rétropolées à l'aide des données historiques d'Eurostat (SEC 79). La base STAN de l'OCDE pour la $FBCF^R$ (1995-1999) a été rétropolée à l'aide des données historiques d'Eurostat (SEC 79). Les données relatives à l'emploi (1970-1999) proviennent de la base de données sectorielles du National Institute² (NISEC02). Elles ont été prolongées à l'aide d'Eurostat.

Les séries Y , Y^R , L , WL (1970-2000) pour l'**Italie** proviennent d'Eurostat. Les données relatives à la formation brute de capital fixe (à prix constants 1995) sont issues de la base de données STAN de l'OCDE (1995-1998). Elles ont été rétropolées et prolongées à l'aide des séries d'Eurostat (SEC 79 et SEC 95).

Les séries Y^R , (1987-2000), Y , L , WL , $FBCF^R$ (1990-2000) proviennent de l'institut de statistique des **Pays-Bas** (Statistics Netherlands). Les séries ont été rétropolées à l'aide des données historiques proposées par Eurostat (SEC 79).

Les données relatives à l'emploi pour le **Royaume-Uni** proviennent de la base de données sectorielles rendue disponible par le National Institute (NISEC02) (1970-1999) et ont été prolongées par le biais des séries d'emploi proposées par l'institut de statistique anglais (Office for National Statistics). Les séries Y , Y^R , WL (1970-2000) sont issues d'Eurostat. Enfin, la formation brute de capital fixe à prix constants (décomposée par branche) a été construite à partir de la FBCF (en valeur courante) de la base STAN pour l'année 1995. Elle a été rétropolée (données historiques, SEC 79) et prolongée (SEC 95) à l'aide des séries de formation brute de capital fixe à prix constants proposées par Eurostat.

ANNEXE B. 2. La construction du stock de capital physique

Le calcul de la productivité globale des facteurs du secteur marchand luxembourgeois et des pays de la zone nécessite des données relatives aux stocks de capital physique des branches industrielles, construction, et des services marchands. De manière analogue à Griliches [1979], nous évaluons le stock de capital physique initial de l'année 1970 en supposant que le taux de dépréciation ($=\delta$) et le taux de croissance annuel ($=\kappa$) des investissements est constant, soit de manière formelle

² O'Mahony et de Boer [2002] présentent leurs évaluations de divers indicateurs ayant trait à la productivité pour le Royaume-Uni, les Etats-Unis, la France, l'Allemagne et le Japon. Leur travail de recherche a donné lieu à une révision des séries de données pour ces pays (disponibles sur le site du National Institute of Economic and Social Research: www.niesr.ac.uk/pubs).

$$\begin{aligned} K_{1970} &= I_{1970} + (1 - \delta) \frac{I_{1970}}{1 + \kappa} + (1 - \delta)^2 \frac{I_{1970}}{(1 + \kappa)^2} + \dots \\ &= \frac{I_{1970}}{\kappa + \delta}, \end{aligned} \quad (\text{B.1})$$

où κ est le taux de croissance annuel moyen des investissements sur la période 1970-1999. Les investissements réalisés par le secteur marchand correspondent à la formation brute de capital fixe exprimée à prix constants (base 1995) en millions d'euros, notée $FBCF^R$ (cf Annexe B.1). De manière analogue à Abraham [2000], nous avons choisi un taux de dépréciation du capital physique égal à 13.33%.

Une fois le stock de capital initial K_{1970} calculé, nous utilisons la *méthode de l'inventaire perpétuel*. A cette fin, nous réécrivons l'expression (2) en temps discret de manière à évaluer les stocks prévalant à chaque date t , c'est-à-dire

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t \quad (\text{B.2})$$

avec $t = 1970, \dots, 2000$.

ANNEXE B.3. Le calcul de la productivité globale des facteurs

Pour évaluer la productivité globale des facteurs de chaque pays, nous avons retenu la *méthode de comptabilisation de la croissance* habituellement utilisée

La technologie de production dont dispose chaque pays j est représentée à l'aide d'une fonction de production de type Cobb-Douglas s'écrivant sous la forme:

$$Y_j = K_j^{\alpha_j} (A_j L_j)^{1-\alpha_j}, \quad 0 < \alpha < 1. \quad (\text{B.3})$$

où $1 - \alpha_j$ représente la part distributive du travail dans la production du pays j , c'est-à-dire $1 - \alpha_j = WL_j / Y_j$ (d'après l'hypothèse [iv] de concurrence parfaite)³. L'expression (B.3) peut être réécrite de manière à faire apparaître la PGF du pays j notée P_j :

$$Y_j = P_j K_j^{\alpha_j} L_j^{1-\alpha_j} \quad (\text{B.4})$$

avec $P_j = A_j^{1-\alpha_j}$. En divisant les membres de droite et de gauche de (B.4) par L_j , on obtient sous forme de taux de croissance:

$$\frac{\Delta P_j}{P_j} = \frac{\Delta(Y_j/L_j)}{(Y_j/L_j)} - \alpha_j \frac{\Delta(K_j/L_j)}{(K_j/L_j)} \quad (\text{B.5}),$$

où le taux de croissance de la productivité globale des facteurs du pays j représente la fraction de taux de croissance de la valeur ajoutée qui n'est pas attribuable à une modification de l'intensité capitalistique.

³ L'hypothèse de rendements d'échelle constants permet d'évaluer la part distributive du capital α_j de manière résiduelle.

ANNEXE C. Application empirique: la procédure d'estimation

L'analyse de la stationnarité des variables apparaissant dans notre forme testable (voir éq (17)) est réalisée à l'aide du test *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) consistant à tester l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire contre l'hypothèse alternative que le processus est stationnaire. Les résultats du test ADF montrent que les variables s et $(n + \lambda + \delta)$ ont le même ordre d'intégration (ordre 0). Les tests ADF opérés successivement sur les variables y_h , P_h^c , et P_z non-stationnaires en niveau nous conduisent, en première différence, à rejeter l'hypothèse de non-stationnarité. L'ordre d'intégration des variables étant différents, nous substituons l'expression du taux d'investissement moyen de la zone, soit $s = I_z/Y_z$, dans l'expression (17). Les tests ADF appliqués aux variables I_z et Y_z indiquent qu'elles ont le même ordre d'intégration (ordre 1). Par ailleurs, en considérant la période 1971-2000, c'est-à-dire un horizon de temps relativement long, le terme $(n + \lambda + \delta)$ peut être envisagé comme une constante⁴. Après avoir appliqué les tests de racine unitaire sur chaque série et identifié leur ordre d'intégration, nous pouvons passer à la procédure d'estimation.

Afin d'envisager une modélisation ECM («Error Correction Model»), il est nécessaire de vérifier que les variables associées à la relation statique (ou relation de long terme) sont cointégrées (première étape dans la procédure de Engle et Granger [1987]). Le test ADF opéré sur les résidus de la relation statique⁵ (17) montre qu'on peut rejeter l'hypothèse de non-stationnarité des résidus. La deuxième étape consiste à estimer la relation de déséquilibre, c'est-à-dire sous forme dynamique, par la méthode des moindres carrés ordinaires.

⁴ Le test ADF indique que la série $(n + \lambda + \delta)$ est stationnaire en niveau. La somme des taux de croissance de l'emploi et de la PGF de la zone, et du taux de dépréciation du capital physique, évolue autour d'une moyenne égale à 0.15 et présente de faibles fluctuations.

⁵ La première étape consiste à vérifier si les variables définissant les relations de long terme sont cointégrées. A cette fin, nous avons testé l'existence d'une racine unitaire dans les résidus issus de la régression statique suivante:

$$\ln(y_{h,t}) = b_1 + b_2 \ln(P_{h,t}^c) + b_2 \ln(P_{z,t}) + b_4 \ln(I_{z,t}) + b_5 \ln(Y_{z,t}).$$

Le test ADF montre que l'on peut rejeter l'hypothèse de non stationnarité des résidus au seuil de 1%. Le résultat du test ADF (sans constante ni trend) associé à un décalage de deux retards sur l'endogène est le suivant: -2.92*** (valeur critique au seuil de 1%: -2.67). En conclusion, pour la spécification envisagée, la combinaison des variables est donc I(0), ce résultat confirmant l'existence d'une relation statique entre les niveaux des variables.

Bibliographie

- Abraham F. et E. Brock. (2000). "Sectoral Employment Effects of Trade and Productivity in Europe". *Discussion Paper* (Katholieke Universiteit Leuven).
- Barro R. J., G. Mankiw et X. Sala-i-Martin. (1995). "Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth", *American Economic Review* 85 (1): 103-115.
- Bräuninger M. et M. Pannenberg. (2002). "Unemployment and Productivity Growth: An Empirical Analysis Within an Augmented Solow Model". *Economic Modelling*. 19: 105-120.
- Cardi O. (2002). "Analyses Théorique et Empirique de la Productivité Globale des Facteurs: Une Application au Luxembourg". Etude réalisée par la CREA (Centre Universitaire de Luxembourg) pour le compte du Ministère de l'économie sous la direction de P. Pieretti et S. Allegrezza dans le cadre du projet Poleco.
- Dascher K. (2000). "Trade, FDI, and Congestion – The Small and Very Open Economy". Working Paper, University College Dublin. Mai.
- Doyle E. (2000). "Sources of Irish Growth: The Role of Trade 1950-1997". Working Paper 00-3, University College Cork.
- Easterly W., M. Kremer, et L. Pritchett. (1993). "Good Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks". *Journal of Monetary Economics*. 32: 459-483.
- Engle R. F. et C. E. J. Granger. (1987). "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*. 55(2): 251-276.
- Glick R. et K. Rogoff. (1995). "Global versus Country-Specific Productivity Shocks and the Current Account". *Journal of Monetary Economics*. 35: 159-192.
- Griliches Z. (1979). "Issues in Assessing the Contribution of Research and Development to Productivity Growth". *Bell Journal of Economics*. 10(1): 92-116.
- Hall R. E. et C. I. Jones. (1998). "Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others". *Working Paper*. March: 1-49.
- Mankiw N. G., D. Romer, et D. Weil. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*. May: 407-437.
- Obstfeld M. et K. Rogoff. (2000). "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There A Common Cause?". *NBER Macroeconomics Annual*.
- Solow R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*. 70(1): 65-94.
- Stiroh K. J. (2000). "Investment and Productivity Growth ». *Document hors série n° 24* (Industrie Canada): 1-70.
- Ventura J. (1997). "Growth and Interdependence". *The Quarterly Journal of Economics*. February: 57-84.