

# CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 13

## LES DÉTERMINANTS DU SOLDE DE LA BALANCE DES TRANSACTIONS COURANTES AU LUXEMBOURG

Par Abdelaziz ROUABAH\*



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG  
EUROSYSTEME

© Banque centrale du Luxembourg, 2005

Address : 2, Boulevard Royal - L-2983 Luxembourg  
Telephone : (+352) 4774 - 1  
Fax : (+352) 4774 - 4910  
Internet : <http://www.bcl.lu>  
E-mail : [sg@bcl.lu](mailto:sg@bcl.lu)  
Télex : 2766 IML LU

\* Ce document de travail n'engage que son auteur. Les opinions émises doivent être considérées comme propres à l'auteur et ne reflètent pas celles de la Banque centrale du Luxembourg.  
L'auteur tient à remercier particulièrement Messieurs Jean-Pierre SCHODER, Paolo GUARDA, Germain STAMMET, Philippe ARONDEL et Kola LENDELE pour les suggestions et les commentaires qu'ils ont apportés lors de la préparation de cette étude.

The opinions expressed in this paper do not necessarily reflect those of the Banque centrale du Luxembourg  
Reproduction for educational and non commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

## **Résumé**

La balance des transactions courantes de la balance des paiements luxembourgeoise est confrontée à une forte modification de ses composantes: déficit persistant de la balance des biens, dégradation du solde des revenus d'investissement, évolution inquiétante des transferts courants,... Mais quelles en sont les causes? Sont-elles d'origine structurelle ou sont-elles d'une nature passagère? Sont-elles liées à une perte de compétitivité ou sont-elles la conséquence d'une croissance économique atone favorisant ainsi le déséquilibre de la balance des opérations courantes? C'est à cet ensemble de questions que nous allons essayer de répondre en adoptant deux types d'approches. La première consiste à utiliser des modèles de la balance commerciale (biens et services) de type «Mundell-Fleming» afin d'estimer des élasticités critiques (condition de Marshall Lerner) ou de déterminer l'existence d'une courbe en J. La seconde approche consiste à utiliser les modèles intertemporels de la balance courante dans lesquels les économies échangent un même bien (ou deux biens échangeables: importation et exportation) afin de tester les comportements de lissage intertemporel de la consommation, de l'épargne et de l'investissement des agents.

## **Abstract**

The components of the current account balance of the Luxembourg balance of payments have been subject to substantial changes: a persistent deficit of the balance of trade in goods, a deterioration of the factor income balance, a worrying evolution of current transfers,... But what are the underlying reasons? Are they of a structural or transitory nature? Are they linked to a loss of competitiveness or are they rather the consequence of sluggish economic growth, thereby exacerbating the current account disequilibrium? We shall endeavour to address these questions by adopting two distinct methodologies. The first one consists in using "Mundell-Fleming"-type models of the balance of trade (in goods and services) in order to estimate critical elasticities (the Marshall-Lerner condition) or to identify the existence of a J-curve. The second approach consists in using intertemporal models of the current account where economies exchange the same good (or two tradable goods: imports and exports) in order to test the intertemporal smoothing behaviour of consumption, savings and investment.

Mots clés: compte de transactions courantes, compétitivité-prix, modèle intertemporel de la balance des transactions courantes.

Classification du JEL: E 21, F32, F41, F47



## Introduction

Le compte courant de la balance des paiements d'un pays est une récapitulation systématique de toutes les transactions courantes (biens, services, revenus et transferts courants) entre les résidents du pays où la récapitulation est faite et les résidents des pays étrangers au cours d'une période de temps donnée. Ainsi, il reflète partiellement la position compétitive du pays.

L'excédent du compte courant du Luxembourg représente une fraction importante de son PIB. Cette situation correspond à une configuration classique pour un pays prêteur à fort potentiel de croissance. Or, ces dernières années une tendance descendante est observée quant à l'excédent du solde de la balance courante du Luxembourg. La dégradation du compte courant fait surgir le débat relatif au caractère transitoire ou permanent de cette tendance.

Etant donné qu'une composante importante de la balance courante est égale à la différence entre la valeur des exportations et la valeur des importations de biens et services, il est naturel de rechercher des explications de l'émergence d'un déséquilibre de la balance des transactions courantes en essayant d'expliquer les variations des flux commerciaux. Dans ce cadre, l'approche dominante, dite de viscosité des prix ou des élasticités, met l'accent sur les déterminants immédiats de la balance des biens et de services que sont les prix relatifs et les mouvements de production (l'intensité de l'activité économique). Les positions concurrentielles relatives influencent en effet la répartition des gains et de pertes de parts de marché dans le pays et à l'étranger. Les taux de croissance de l'activité intérieure et dans le reste du monde agissent respectivement sur les volumes des importations et des exportations. Par analogie avec les effets de prix relatifs et les effets de revenus dans la théorie de la demande du consommateur, cette approche attribue l'augmentation ou la baisse du solde de la balance des transactions courantes au taux de change réel et aux différences de croissance économique entre le pays et ses partenaires commerciaux. Autrement dit, on utilise les estimations d'équilibre partiel des élasticités prix et revenu des exportations et des importations pour quantifier leurs conséquences sur la balance des transactions courantes. Il est à souligner que les modèles afférents à cette approche ne tiennent compte ni de la contrainte budgétaire intertemporelle ni de la persistance des chocs et de leur impact sur le commerce extérieur. De plus, cette approche ne tient compte que de la balance des biens et des services et de leurs effets sur l'évolution de la balance des transactions courantes. Autrement dit, l'influence de la balance des revenus et de transferts courants est complètement ignorée dans cette première approche.<sup>1</sup>

Dans l'approche dite «nouveau classique» ou «d'équilibre», les déséquilibres externes sont considérés comme des phénomènes n'exigeant aucune mesure d'ajustement. Ils sont en effet perçus comme le résultat de décisions d'optimisation intertemporelle prises dans des conditions de flexibilité parfaite des prix et des salaires (choix intertemporel des agents économiques). Les déséquilibres commerciaux sont alors conçus comme des réactions optimales à des chocs sur la technologie ou les dotations factorielles. Ils sont dès lors interprétés comme des phénomènes

---

<sup>1</sup> Selon Agénor (1999), si les biens nationaux et étrangers sont imparfaitement substituables, mais à l'inverse la mobilité des capitaux est parfaite, la balance des transactions courantes est déterminée par la balance des biens et de services. C'est l'adoption de telles hypothèses qui explique l'exclusion des revenus et des transferts courants de l'analyse dans l'approche des élasticités. De plus, il faut souligner que l'hypothèse centrale afférente aux modèles du commerce et de la finance internationaux est la faible mobilité du travail (voir Obstfeld et Rogoff, 1999, p. 45).

d'équilibre<sup>2</sup>. Ce modèle a pour résultat central que les déséquilibres commerciaux n'impliquent pas nécessairement des réactions de la politique économique. Selon Dornbusch (1988), la mise en question de certaines hypothèses du modèle nouveau-classique rend la réaction de la politique économique nécessaire pour l'ajustement des déséquilibres de la balance des transactions courantes. La neutralité de la dette publique est l'une de ces hypothèses. Sa validité conditionne l'absence de responsabilité des déficits budgétaires dans la détérioration des soldes de la balance courante. En effet, si l'accroissement de l'épargne privée compense exactement l'augmentation des déficits publics, le solde des paiements courants ne saurait s'en trouver affecté. Quoiqu'il en soit en fait, cette analyse de moyen terme présente l'intérêt de mettre au premier plan le rôle des chocs sur l'épargne ou l'investissement interne dans la persistance du déficit et/ou dans la dégradation de la balance courante (Krugman 1991).<sup>3</sup>

D'une manière générale, cette seconde approche privilégie le moyen terme en considérant le solde de la balance courante du point de vue de la comptabilité nationale, comme l'excès de l'épargne nationale sur l'investissement. L'ajustement de la balance courante est alors conçu en liaison avec les déterminants de l'épargne et de l'investissement. Dans le cas d'un déficit courant, les leviers d'ajustement sont limités. Ils consistent souvent soit à une augmentation de l'épargne nationale, soit à une diminution de l'investissement. Toutefois, l'emprunt international est souvent utilisé comme une variable d'ajustement pour faire face à des déficits conjoncturels de la balance courante. A long terme, le rééquilibrage de la balance se fait souvent par une diminution volontaire de l'investissement (Feldstein, 1992); action qui se traduit par un ralentissement de la croissance du revenu national.

Afin de déterminer les causes de l'évolution temporelle du solde de la balance de transactions courantes du Luxembourg, nous adoptons dans cette contribution une démarche classique, qui consiste en la présentation de nos résultats empiriques inspirés par chacune des deux approches. Cette contribution comporte trois parties. La première est un rappel succinct du lien entre le compte des transactions courantes et les agrégats de la comptabilité nationale. La seconde est une analyse descriptive des composantes de la balance courante du Luxembourg. La troisième partie est composée de deux sous-parties. La première est dédiée à la modélisation des flux de commerce extérieur du Luxembourg à partir des évolutions des demandes domestiques et étrangères et des fluctuations des prix relatifs. Cette analyse n'infirme pas complètement l'importance du rôle des élasticités comme facteurs explicatifs des évolutions du solde de la balance courante, mais elle montre qu'un tel modèle ne permet pas de rendre compte du caractère descendant de la part de ce solde dans le PIB. Dans la seconde sous-partie, nous avons envisagé une analyse alternative, basée sur les comportements intertemporels des agents économiques en matière de consommation, d'épargne et d'investissement. Dans ce cas, c'est l'importance de l'investissement étranger des années antérieures qui semble être le facteur déterminant du solde de la balance des transactions courantes du Luxembourg.

---

<sup>2</sup> Stockman, A.C. (1988)

<sup>3</sup> Krugman, Paul (1991): Has the adjustment process worked? Policy analyses in international economics 34. Washington: Institute for International Economics.

## I) Le compte des transactions courantes et son lien avec les agrégats de la comptabilité nationale

Dans un contexte micro-économique, l'échange peut être défini comme étant le résultat d'un consensus volontaire entre agents économiques (individus, entreprises et institutions publiques). Chaque agent établit son budget de dépenses en fonction de son revenu courant et de ses possibilités d'emprunts. Formellement, le compte d'un ménage est défini par la contrainte budgétaire suivante:

$$y_t + r_t a_t = c_t + i_t + (a_{t+1} - a_t) \quad (1)$$

$y$  est le revenu courant du ménage,  $c$  représente les dépenses de sa consommation en biens et services,  $i$  les dépenses d'investissement,  $r$  le taux d'intérêt et  $a$  l'actif net en sa possession. Selon cette identité le terme  $(a)$  peut être positif ou négatif. Il est supérieur à zéro dans le cas où l'agent concerné est prêteur net et négatif dans la mesure où cet agent fait appel à l'emprunt pour équilibrer son budget. Le terme  $r_t a_t$  représente le revenu des actifs ou la charge d'intérêt des emprunts contractés par le ménage.

Selon l'expression (1), le revenu courant d'un agent économique quelconque est réparti, selon ses préférences, entre sa consommation courante et son épargne corrigées par la progression de son passif net au cours de la période suivante.

En introduisant les dépenses publiques ( $G_t$ ), l'équation précédente décrivant la répartition du revenu individuel entre consommation et épargne peut être étendue à l'analyse de l'économie dans son ensemble. Dans l'hypothèse où la somme des revenus des agents économiques représente le revenu national, l'équation du produit national brut s'écrit :

$$Y_t + r_t A_t = C_t + G_t + I_t + (A_{t+1} - A_t) \quad (2)$$

La différence macro-économique déterminante entre une économie ouverte et une économie fermée est que la première n'est pas contrainte de réaliser, au cours de toute année donnée, l'égalité entre ses dépenses et sa production de biens et de services: elle peut dépenser plus qu'elle ne produit et emprunter à l'étranger ( $A_t < 0$ ), tout comme elle peut dépenser moins qu'elle ne produit et prêter le surplus à l'étranger ( $A_t > 0$ ). En revanche, une économie fermée est contrainte de s'endetter auprès des agents nationaux ( $A_t = 0$ ). Autrement dit, la dépense d'une économie fermée est contrainte par son propre épargne intérieure.

La dépense totale d'une économie ( $C_t + G_t + I_t$ ) peut être affectée à des biens et des services domestiques ( $Y_t - X_t$ ) et/ou à des biens et services importés ( $M_t$ ):

$$C_t + G_t + I_t = (Y_t - X_t) + M_t \quad (3)$$

En réaménageant l'équation (3), on trouve l'identité comptable du produit intérieur brut:

$$Y_t = C_t + G_t + I_t + X_t - M_t \quad (4)$$

Ainsi, les acquisitions des biens et services importés font partie des dépenses sur le territoire national ( $C_t + I_t + G_t$ ) et non pas de la production effectuée sur le territoire national. En définissant le solde de la balance des biens et services par ( $X_t - M_t$ ), l'identité (4) devient:

$$X_t - M_t = Y_t - C_t - G_t - I_t \quad (5)$$

En substituant l'équation (5) dans l'équation de contrainte budgétaire (2), on obtient la relation suivante:

$$X_t - M_t + r_t A_t = (A_{t+1} - A_t) \quad (6)$$

Cette dernière relation montre que la somme de la balance des biens et services et des revenus nets perçus en contrepartie de la détention d'actifs étrangers et/ou des paiements sur passifs ( $r_t A_t$ ) reflète le solde de la balance des transactions courantes qui, par définition doit être égal au compte financier ( $A_{t+1} - A_t$ ).

On peut de la même manière représenter le revenu national (PNB), décrit par l'équation (2), comme la somme des emplois des revenus individuels, avec quatre utilisations possibles: la consommation ( $C_t$ ), l'épargne privée ( $S_t$ ), la somme des impôts et taxes ( $T_t$ ) et les transferts à l'étranger ( $F_t$ ). On obtient ainsi l'égalité suivante:

$$PNB_t = C_t + S_t + T_t + F_t \quad (7)$$

A partir des identités (2), (4) et (7), on déduit l'équation de l'équilibre simultané interne et externe ex post :

$$X_t - M_t + r_t A_t = (S_t - I_t) + (T_t - G_t) = CC = r_t A_t + Y_t - C_t - I_t - G_t \quad (8)$$

En d'autres termes, le solde des transactions courantes (CC) est égal à la somme des surplus de l'épargne privée sur l'investissement et des recettes sur les dépenses de l'Etat. L'équilibre externe doit être égal ex post à l'équilibre interne. Or, ceci n'a rien d'évident ex ante, c'est-à-dire qu'un processus d'ajustement se met en place pour garantir à coup sûr que cette condition de bouclage macroéconomique est remplie ex post.

Ainsi, nous voyons clairement trois lieux où ces facteurs sont susceptibles d'influencer la trajectoire de la balance des transactions courantes. Toutefois, l'égalité de l'équation (8) ne révèle nullement un lien de causalité mais un rapport d'identité entre l'épargne nette intérieure et le solde du compte courant. Autrement dit, cette égalité reflète une relation comptable entre l'équilibre externe ( $X - M + r_t A_t$ )<sup>4</sup>, l'équilibre interne privé ( $S - I$ ) et l'équilibre public ( $T - G$ ). Ces trois lieux mettent chacun en avant un facteur explicatif: l'importance du solde public pour l'équilibre interne public; le différentiel de croissance du point de vue de l'équilibre externe; le rôle de la tendance à la baisse du taux d'épargne pour l'équilibre interne privé. Autrement dit, l'importance du déficit ou de l'excédent du solde des opérations courantes peut être le fait de la politique budgétaire ou monétaire - par l'intermédiaire du taux de change - et non seulement de la capacité inhérente des entreprises d'atteindre un rendement correspondant aux normes internationales.

En dépit de la multiplicité des sources explicatives du solde de la balance des opérations courantes, sa composante structurelle est le reflet de la compétitivité des producteurs nationaux et de leur capacité à gagner ou maintenir leurs parts de marché; de plus sa composante conjoncturelle reflète plutôt l'accélération ou la décélération de la croissance économique ou des chocs exogènes subis par les résidents et les non-résidents. Les répercussions de ces variations (taux de croissance de l'activité économique ou de chocs externes) sur le solde de la balance des transactions courantes sont commandées par les élasticités de l'offre et de la demande des produits nationaux et étrangers relativement au PIB ou à une variable d'activité à caractère national ou international (reste du monde) et relativement aux prix des produits échangés. Ainsi, à partir de cette décomposition simplifiée, on peut s'intéresser aux différents soldes de la balance des paiements, chacun d'eux ayant une signification économique. Cette démarche a pour objectif l'appréhension des évolutions du compte courant luxembourgeois.

<sup>4</sup> Le sens attribué à l'équilibre externe est souvent limité à une balance des transactions courantes en moyenne équilibrée. Toutefois, les autorités publiques pourraient retenir une valeur de référence différente du strict équilibre, en optant pour une valeur positive ou négative, à condition qu'elle soit prédéterminée (Agénor, P.R et C. Bismut, 1999).

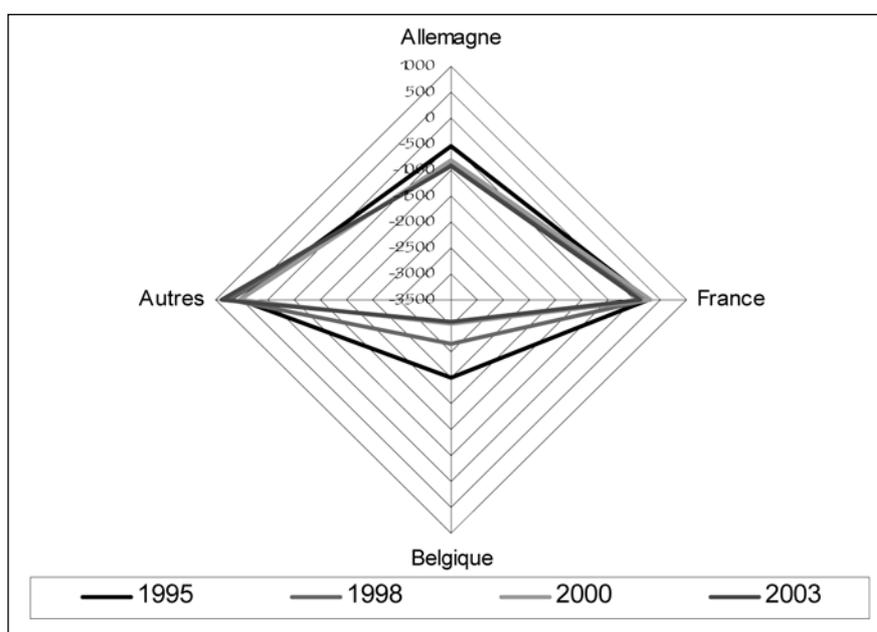
## II) Le compte des opérations courantes: entre excédents baissiers et déficits structurels de la balance commerciale

### II.1) Le déficit systématique de la balance des biens au Luxembourg

La ventilation du solde de la balance des biens en fonction des pays partenaires montre que sa dégradation s'explique en grande partie par le déséquilibre du taux de couverture bilatéral entre la Belgique et le Luxembourg d'une part et entre l'Allemagne et le Luxembourg d'autre part. Au cours de la période 1995-2003, les trois principaux partenaires commerciaux du Luxembourg (Allemagne, Belgique, France) représentent en moyenne près de 66% des exportations et 75% des importations grand-ducales. Les principaux exportateurs nets (graphique 1) vers le Luxembourg sont la Belgique avec près 3075 millions d'euros de surplus au cours de l'année 2003, puis l'Allemagne avec 910 millions d'euros. Dans ce cadre, il faut souligner que l'augmentation structurelle, au cours de ces dernières années, du déficit envers la Belgique est probablement la résultante de l'enchérissement du prix des produits pétroliers et du recours systématique aux centrales d'achats belges pour alimenter le marché luxembourgeois. On remarque en effet qu'entre 1995 et 2003, période caractérisée par la hausse du prix du baril et une augmentation du volume des importations, une progression significative du déficit annuel envers la Belgique passant de 2010 à 3075 millions d'euros.

Quant à la France et au reste du monde, ils affichent un déficit structurel en matière d'échange de biens avec le Luxembourg. Ce déficit s'est élevé à 105 millions d'euros pour la France et de 897 millions en 2003 pour le reste du monde. Or, il s'avère que l'importance du déficit structurel de la balance des biens du Luxembourg envers l'Allemagne et la Belgique ne peut être absorbée par les excédents systématiques envers le couple France-Reste du monde.

**Graphique 1. Ventilation par pays du solde de la balance des biens (en millions d'€)**

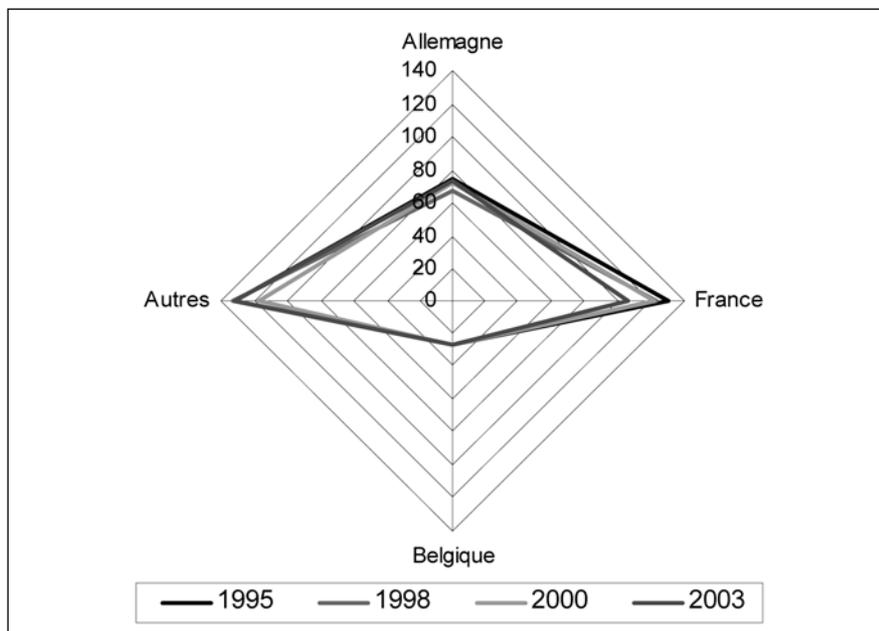


Source: Statec, Calculs: BCL

La stabilité affichée par les taux de couverture des échanges extérieurs de biens du Luxembourg envers la Belgique, l'Allemagne et le Reste du monde, laisse présager que les mouvements affichés par cet agrégat s'expliquent en grande partie par une légère baisse, telle qu'affichée

par le graphique 2, du taux de couverture de l'échange de biens avec la France. Autrement dit, les exportations vers la France évoluent moins vite que les importations issues de ce pays.

**Graphique 2. Les taux de couverture en valeur de l'échange de biens par pays**



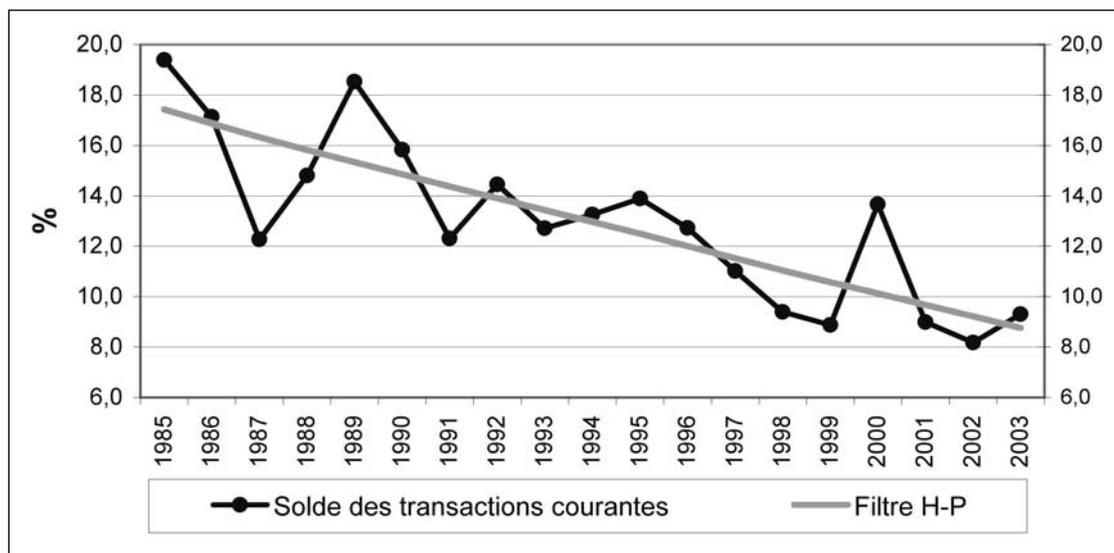
Source: Statec, Calculs: BCL

## II.2) Le Luxembourg: une économie orientée sur l'exportation de services

La seconde caractéristique générale de la balance courante de Luxembourg est l'excédent structurel de sa composante dite «balance des services». Les surplus affichés de 1995 à 2003 ont permis, non seulement, l'absorption des déficits persistants de la balance commerciale, mais ils ont ainsi favorisé la stabilité, en valeur absolue, des excédents du solde de la balance courante. Cependant, cette stabilité nominale est à relativiser puisque le rapport du solde de la balance des transactions courantes au PIB affiche une tendance descendante (voir graphique 3). Ce caractère baissier de la tendance, extraite selon le filtre de Hodrick-Prescott avec un paramètre de lissage  $\lambda$  égal à 100, a été confirmé par la régression du rapport du solde du compte courant au PIB sur une constante et une tendance déterministe. Le coefficient associé à cette dernière (-0.447) est négatif et significativement différent de zéro<sup>5</sup>. Toutefois, il est important de se rappeler que les données annuelles ayant servi à l'estimation sont afférentes à une période courte (1985-2003). Cela signifie que les données disponibles sont insuffisantes pour faire émerger ou confirmer une trajectoire de long terme.

<sup>5</sup> La régression sur des données trimestrielles relatives à la période 1995-2003 affiche aussi un coefficient négatif, avec une valeur de -0.10. Les données du PIB trimestriel sont issues de l'interpolation quadratique des données annuelles selon la méthodologie dite de spline function.

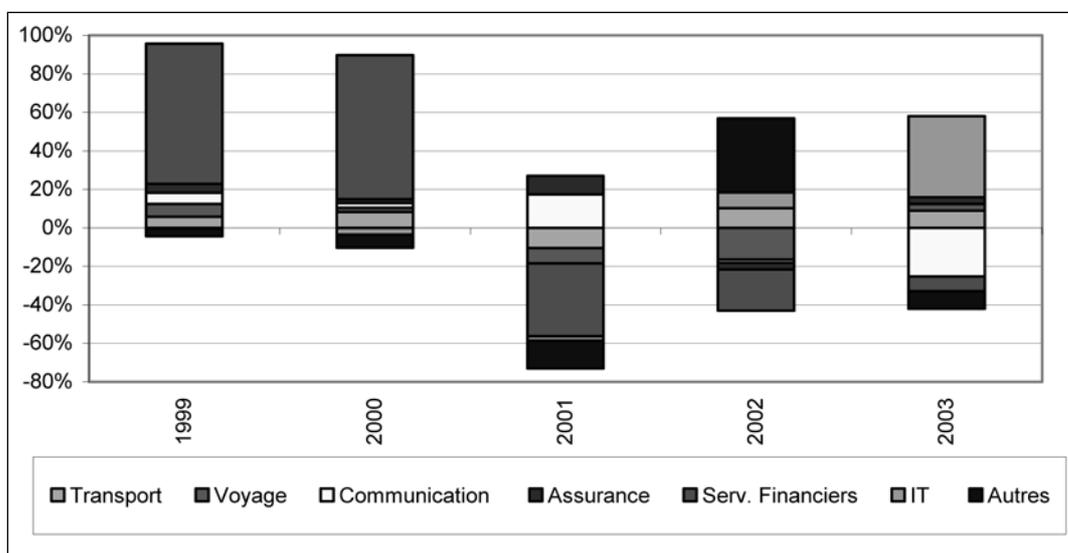
**Graphique 3. Solde de la balance des transactions courantes (en % du PIB) 1985-2003**



Source: Statec, Calculs: BCL

En dépit du caractère tendanciel baissier du rapport du solde de la balance des transactions courantes au PIB, le compte courant luxembourgeois affiche un excédent moyen de l'ordre de 11 % du PIB durant la période analysée. Les échanges de services expliquent l'essentiel de cette performance. Cependant, l'analyse des parts contributives de l'échange de services au solde de la balance des transactions courantes révèle une volatilité relativement forte de certaines composantes de la balance des services. Cette variabilité tient aux échanges de services financiers dont la contribution annuelle à la croissance du solde des opérations courantes a fondu. Après avoir affiché des contributions positives et prépondérantes de 1995 à 2000, la contribution des services financiers, avec un signe négatif sur les trois dernières années (graphique 4), semble être devenue la moins déterminante en cette période de conjoncture financière défavorable. Toutefois, il est bon de signaler que l'inversion du signe de la contribution des services financiers n'est pas synonyme de pertes. Les excédents de cette composante de la balance des services demeurent importants. Et les surplus représentent près de 22.5% du PIB en 2003, contre 27% à 23% sur la période 2000-2002.

**Graphique 4. Contribution des principaux soldes individuels de services à la croissance du compte courant 1999-2003**

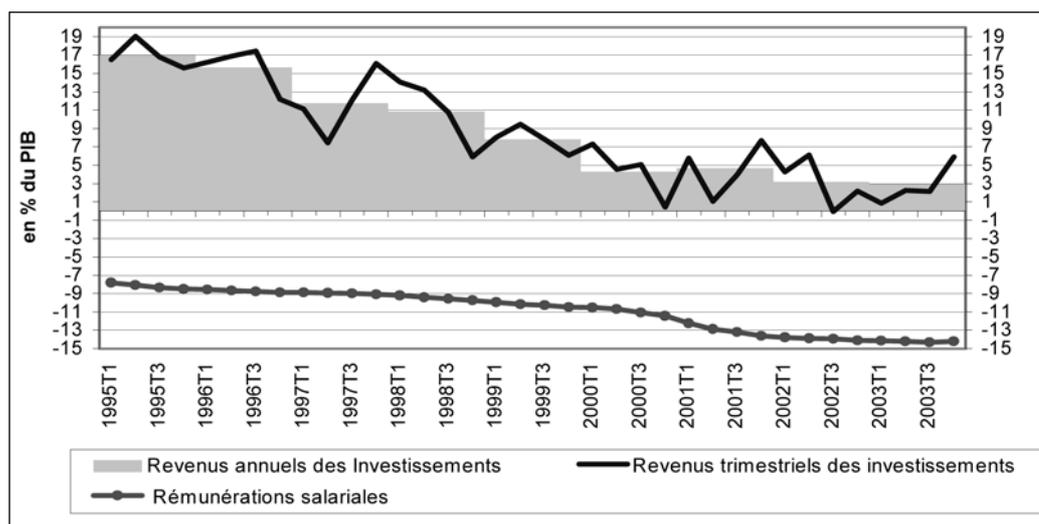


Source: Statec, Calculs: BCL

### II.3) La contribution des revenus au solde des transactions courantes

Deux rubriques afférentes à la composante «revenus» du solde de la balance des transactions courantes peuvent être distinguées. La première est reflétée par l'écart entre les dépenses de rémunérations versées à des salariés non-résidents et les flux inverses. La seconde enregistre le solde entre l'agrégation des revenus d'investissements – intérêts, dividendes, bénéfices réinvestis – versés par les résidents à des non-résidents et ceux provenant des opérations inverses. L'évolution de la part de ces deux composantes de la balance de revenus par rapport au PIB est illustrée par le graphique 6 ci-dessous.

**Graphique 6. Les rémunérations de salariés et les revenus des investissements: 1995T1-2003T4**



Source: Statec, Calculs: BCL

Compte tenu du nombre important de travailleurs frontaliers résident à l'étranger, les rémunérations des salariés dégagent de longue date un solde négatif. Le taux de croissance annuelle de ce dernier solde (taux de croissance par rapport au même trimestre de l'année précédente) excède souvent et de manière substantielle celui du PIB. Toutefois, une tendance vers une convergence des trajectoires entre le taux de croissance du PIB et celui des rémunérations des non-résidents est observée. Cette évolution positive est reflétée par l'amenuisement de l'écart entre les taux de croissance propre à chaque série. A titre indicatif, l'écart de taux maximum observé fut de près de 21% en 2001, alors qu'il ne représentait que 0.2% au dernier trimestre de l'année 2003.

Quant aux revenus d'investissements, ils dépendent, pour leur part, de l'évolution de la position extérieure du Luxembourg<sup>6</sup>. Cette dernière reflète dans une large mesure le cumul des soldes courants passés et la composition des flux financiers qui en ont constitué la contrepartie. Les revenus d'investissement sont également fonction de l'évolution des taux de rémunération des instruments financiers, des taux d'intérêt et de l'importance du dividende transféré par les entreprises à des actionnaires non-résidents.

L'excédent de la balance des revenus d'investissement reflète la position patrimoniale nette positive des résidents luxembourgeois. Toutefois, il convient de souligner que les «revenus d'investissement», en pourcentage du PIB, accuse un tassement marqué comparativement au niveau observé au début de la période analysée. Depuis l'année 2000 et sous l'effet d'une croissance mondiale atone, la faiblesse des revenus d'investissement peut être attribuée d'une part à la faiblesse de la rentabilité du portefeuille-actions et des investissements directs à l'étranger, et d'autre part à la détérioration des rendements obligataires, liée quant à elle à des niveaux de taux d'intérêt relativement bas.<sup>7</sup>

### **III) Les facteurs sous-jacents à la tendance des échanges extérieurs de Luxembourg**

Etant donné que la balance des biens et services représente une composante importante de la balance courante, il est légitime de rechercher des explications de la tendance actuelle du solde courant en essayant d'expliquer les variations des flux commerciaux. L'approche par les élasticités attribue ainsi la variation du solde du compte courant à l'appréciation de la monnaie nationale par rapport aux pays partenaires, mais aussi aux différences de croissance de l'activité économique entre le pays concerné et le reste du monde. Il s'agit d'une approche d'équilibre partiel dans la mesure où les mouvements du taux de change réel et le différentiel de croissance sont pris comme donnés.

---

<sup>6</sup> La position extérieure recense, à une date donnée, l'ensemble des avoirs des résidents en actifs étrangers et l'ensemble des avoirs des non-résidents en actifs nationaux.

<sup>7</sup> En principe, l'ensemble de ces facteurs jouent pour les deux côtés (débit et crédit) de la balance des transactions courantes. Cependant, le Luxembourg est un pays prêteur et dont le taux de croissance économique est habituellement supérieure à ceux de ces partenaires européens. Ce fait est une source d'asymétrie quant à l'évolution des composantes créditrices et débitrices des revenus. La prise en compte de ce fait est susceptible d'expliquer la baisse du solde des revenus d'investissement de la balance des transactions courantes du Luxembourg.

Cette approche permet également de tenter d'expliquer la persistance du déficit ou de l'excédent commercial d'un pays par le retard que nécessite l'ajustement suite à une appréciation ou une dépréciation de la monnaie nationale. Par ailleurs, des analyses dites de choix intertemporel viennent compléter l'approche des élasticités. Il s'agit d'expliquer l'évolution temporelle de la balance des transactions courantes par des choix intertemporels optimaux d'agents économiques rationnels.

### **III.1) Les élasticités représentent-elles un facteur explicatif du déficit commercial du Luxembourg?**

Dans une économie ouverte, les variations des taux de changes effectifs nominal et réel ont une influence certaine sur les décisions des agents économiques. C'est ainsi qu'Abba Ptachya Lerner (1946) s'inspirant des travaux d'Alfred Marshall, a étudié l'impact des variations du taux de change sur le commerce extérieur. Les conclusions de son travail représentent aujourd'hui un élément central de l'analyse de l'échange bilatéral ou multilatéral. En effet, la condition dite de Marshall-Lerner est désormais acceptée comme étant une proposition déjà démontrée. Cette condition stipule que la baisse du taux de change effectif réel, c'est-à-dire le rapport des prix des exportations aux prix des concurrents<sup>8</sup> entraînera une amélioration du solde de la balance des transactions courantes si la somme des valeurs absolues des élasticités-prix des importations et des exportations est supérieure à l'unité. Il faut souligner que ce résultat est fondé sur deux hypothèses. La première est relative à l'imparfaite substituabilité des biens nationaux et étrangers; tandis que la seconde considère que les marchés des capitaux sont parfaits. Autrement dit, si les biens nationaux et étrangers sont imparfaitement substituables, mais à l'inverse la mobilité des capitaux est parfaite, la balance courante est déterminée par la balance des biens et des services (Agénor, 1999).

Pour analyser, dans un cadre d'équilibre partiel, les flux commerciaux bilatéraux du Luxembourg, l'approche la plus utilisée consiste à relier les importations luxembourgeoises en provenance de l'Allemagne, par exemple, aux facteurs qui influencent la demande des produits allemands au Luxembourg. Une plus grande partie de la littérature sur l'ajustement de la balance commerciale met ainsi l'accent sur les élasticités-prix et les élasticités-revenu dans les équations de demande d'importations et d'exportations en volume. Toutefois, il faut souligner que la valeur des élasticités est très sensible au choix de la variable d'activité.

D'une manière générale, l'approche des élasticités postule que les variations des exportations réelles du Luxembourg vers ses principaux partenaires commerciaux peuvent être expliquées par les mouvements d'une variable d'activité propres à ces derniers (PIB, demande finale ou intérieure, production industrielle des partenaires commerciaux,.. .), ainsi que par les prix relatifs des produits exportés vis-à-vis des prix de produits similaires proposés par des concurrents étrangers. Autrement dit, le volume des exportations dépend à la fois de l'importance de la part de marché de l'exportateur, mais aussi de sa compétitivité-prix, mesuré par le rapport des prix à l'exportation sur les prix des pays concurrents. De même pour les variations des importations luxembourgeoises en provenance de l'Allemagne par exemple, elles s'expliquent par l'évolution de l'activité au Luxembourg (PIB, demande finale ou intérieure,

---

<sup>8</sup> Ce rapport est indicateur de la compétitivité prix. Il est équivalent au taux de change effectif réel calculé selon les prix à l'exportation.

production industrielle au Luxembourg) et par les prix relatifs des produits importés par rapport aux prix des produits similaires proposés par les producteurs nationaux ou en comparaison avec les prix d'autres concurrents étrangers. Par conséquent, l'évaluation des élasticités des flux commerciaux doit être envisagée soit dans une optique bilatérale, soit dans une optique multilatérale.

Nos estimations des élasticités-prix et des élasticités-revenu dans les équations d'importations et d'exportations luxembourgeoises ont été effectuées sur des données trimestrielles portant sur la période 1995-2003. La demande mondiale des produits luxembourgeois est exprimée par l'indice de demande globale adressée au Luxembourg. Or, parmi les pays clients, tous ne pèsent pas du même poids dans les exportations luxembourgeoises. C'est pourquoi, la construction de l'indice de la demande étrangère doit tenir compte des pondérations des importations des partenaires commerciaux par leurs parts dans les exportations du pays étudié. Autrement dit, l'indice de la demande étrangère adressée au Luxembourg est calculé comme étant une moyenne pondérée par les exportations en volume du Luxembourg vers ses partenaires commerciaux.

### III.1.1 La modélisation des fonctions d'exportation et d'importation de biens et services

Un des modèles les plus utilisés pour la modélisation de la fonction de demande des exportations et des importations agrégées est le modèle dit à substituts imparfaits. Les fondements théoriques de ce modèle ont été présentés par Armington (1969). Dans une conception statique de l'économie nationale et en supposant que le reste du monde constitue un second espace économique, les volumes d'importations et d'exportations résultent d'une maximisation de l'utilité des consommateurs sous la contrainte de revenu. Les fonctions de demande qui en découlent s'expliquent par le revenu global ou d'une variable d'activité substitutive du pays importateur, par les prix étrangers de biens échangés et par leur équivalent en prix domestique. Par ailleurs, il est souvent supposé que les consommateurs ne sont nullement soumis à l'illusion monétaire, ce qui conduit à l'homogénéité des fonctions de demande. Par conséquent:

$$P_m M = f(wer, p_m, p)$$

avec  $\frac{\partial f}{\partial wer} + \frac{\partial f}{p_m} + \frac{\partial f}{p} = 1$

et  $P_x X = g(wd, p_x, p^*)$

avec  $\frac{\partial g}{\partial wd} + \frac{\partial g}{p_x} + \frac{\partial g}{p^*} = 1$

Où  $M$  et  $X$  représentent respectivement la demande d'importations et d'exportations en volume,  $wer$  la variable d'échelle, approximée par le revenu nominal national ou par un indice de demande des importations,  $wd$  la demande du reste du monde adressée au pays concerné exprimée en monnaie nationale,  $p$  le prix domestique du produit considéré et  $p^*$  son prix à l'étranger exprimé en monnaie nationale,  $p_m$  le prix du produit importé et  $p_x$  le prix du produit exporté. L'homogénéité de degré 1 permet de spécifier les fonctions d'importations et d'exportations en volume sous les formes suivantes:

$$M = f(wer, pr_m) \quad (9)$$

$$X = g(wdr, pr_x) \quad (10)$$

wer et wdr représentent cette fois respectivement l'indice de demande des importations et la demande mondiale réelle adressée au pays considéré,  $pr_m$  et  $pr_x$  sont les termes de compétitivité (les prix relatifs), c'est-à-dire le rapport du prix à l'importation au prix domestique, respectivement le rapport des prix à l'exportation au prix des concurrents étrangers. L'hypothèse des élasticités d'offre et de demande infinies nous permet d'estimer les relations 9 et 10. Toutefois, il reste à résoudre le problème de la forme de ces deux fonctions. Le modèle des substituts imparfaits implique un lien multiplicatif de type (voir Goldstein et Khan, 1985):

$$M = A.(wer)^\alpha.(pr_m)^\beta \text{ pour les importations et,}$$

$$X = A_x.(wdr)^\gamma.(pr_x)^\eta \text{ pour les exportations}$$

Quant à l'estimation de ces fonctions, deux spécifications peuvent être adoptées suivant que le modélisateur privilégie la constance des élasticités (forme log-linéaire) ou celle des propensions marginales (forme linéaire). La forme log-linéaire est souvent préférée à une spécification linéaire pour deux raisons: en supposant que la théorie du commerce extérieur relie les variables affichées dans 9 et 10 par une forme multiplicative, la spécification log-linéaire peut être dérivée directement de la résolution du programme de maximisation de profit ou de minimisation de coûts de l'exportateur sous contrainte de débouchés, et il semble plus raisonnable de supposer la constance des élasticités plutôt que celle des propensions marginales. De plus, des études empiriques sur des données internationales (Boylan et al. 1980 et Khan et Ross, 1977) dont le but est de discriminer entre les spécifications log-linéaire et linéaire favorisent fortement la première.

### III.1.2 Spécification économétrique des équations d'exportation et d'importation de biens et services

Les spécifications décrites dans la section précédente et dont le fondement est issu de la théorie économique peuvent être considérées comme des relations d'équilibre de long terme. Quant à la modélisation de court terme des fonctions d'importation et d'exportation, la théorie économique nous est peu utile. Il est donc nécessaire d'adopter une approche qui intégrera les propriétés statistiques des séries utilisées pour la modélisation de la dynamique de court terme. En pratique et sous les hypothèses de normalité conditionnelle, linéarité et homogénéité temporelle, les modélisateurs supposent que nous pouvons approcher un processus générateur inconnu au moyen d'un modèle autorégressif à retards distribués de dimension finie.

Au vu de l'absence d'un cadre théorique fiable pour la modélisation de la dynamique de court terme des fonctions d'importations et d'exportations et au vu de l'étroitesse de la période d'analyse (36 observations), nous adoptons un modèle autorégressif à retards de dimension 1.

Ainsi, les spécifications log-linéaires des exportations et des importations de biens et de services, estimées séparément sur des données trimestrielles selon un modèle à correction d'erreurs, sont décrites respectivement par:

$$d \log X = \beta_0 + \beta_1 d \log \left( \frac{XD}{CXD} \right) + \beta_2 d \log(WDR) + \beta_3 \log X_{-1} + \beta_4 \log(WDR)_{-1} \quad (11)$$

$$+ \beta_5 \log \left( \frac{XD}{XCD} \right)_{-1} + \beta_6 f(t) + \beta_7 D + \varepsilon$$

où  $X$  est le volume des exportations,  $WDR$  est la demande mondiale adressée au Luxembourg,  $XD$  est un indice de prix à l'exportation,  $CXD$  est un indice des prix des concurrents sur le marché des exportations et  $f(t)$  est une tendance déterministe non linéaire destinée à intercepter les effets non-prix sur le volume des exportations luxembourgeoises, c'est-à-dire des gains ou des pertes systématiques de parts de marché non expliqués par la compétitivité-prix du côté des exportations.  $D$  est une variable muette qui vaut 1 pour un trimestre donné. Elle est introduite pour éliminer un écart important inexpliqué pour le trimestre en question. Dans cette spécification, une hausse de la demande étrangère engendre une augmentation des exportations luxembourgeoises. De plus, les biens et services produits au pays et vendus à l'étranger au prix  $XD$  sont en concurrence avec les biens et services vendus par les concurrents au prix  $CXD$ , de sorte que les exportations réagissent à la fois aux variations de  $XD$  et  $CXD$ .

L'estimation de la demande des importations est spécifiée de manière analogue à celle des exportations. La formulation habituelle est la suivante:

$$d \log M = \beta_0 + \beta_1 d \log \left( \frac{MD}{YD} \right) + \beta_2 d \log(WER) + \beta_3 \log(M_{-1}) + \beta_4 \log(WER_{-1}) \\ + \beta_5 \log \left( \frac{MD}{YD} \right)_{-1} + \beta_6 f(t) + \beta_7 D + \varepsilon \quad (12)$$

où  $M$  est le volume des importations,  $WER$ <sup>9</sup> est la variable d'activité (indice de demande des importations),  $MD$  est l'indice de prix des importations et  $YD$  l'indice de prix intérieurs (déflateur du PIB).  $F(t)$  et  $D$  représentent, respectivement, une tendance déterministe non linéaire et une variable muette. Dans cette spécification, une hausse de la demande globale provoque un accroissement des importations. De plus, les biens et services produits au pays et vendus au prix ( $YD$ ) sont en concurrence avec les biens et services importés et vendus au prix  $MD$ . Ainsi, avec cette formulation, les importations réagissent à la fois aux variations des prix sur le marché national et sur le marché du pays exportateur.

Il faut souligner, par ailleurs, que les prix relatifs ne représentent qu'un facteur parmi ceux relatifs à la compétitivité d'une économie sur le marché des exportations. Bien que leur quantification empirique demeure difficile, il est bon de garder à l'esprit que les volumes des exportations et des importations dépendent aussi et dans une certaine mesure des conditions de l'offre, de la différenciation des produits et de leur qualité, de la disponibilité du produit sur le marché national,... Pour ces raisons, les différents travaux empiriques afférents à la modélisation des exportations et des importations supportent soit l'introduction d'une tendance linéaire soit une divergence de l'élasticité de long terme des exportations par rapport à la demande mondiale de l'unité. Cependant le problème majeur qui se pose par une telle pratique réside dans la difficulté de postuler, pour un pays donné, l'invariabilité temporelle de ses gains ou de ses pertes de parts de marché sur le marché mondial.

<sup>9</sup> L'indicateur de la demande d'importations ( $wer$ ) est calculé par la pondération des composantes de la demande globale comme suit:  $wer = \phi_1 C + \phi_2 I + \phi_3 G + \phi_4 X$ , où les  $\phi_i$  représentent les parts des importations dans chaque composante de la demande finale. Cependant, il faut souligner que cet indicateur est construit selon l'hypothèse que le contenu en importation des composantes de la demande finale au Luxembourg est constant. Les données disponibles sur le contenu en importations sont relatives aux années 1998 et 1999. Elles sont issues du rapport annuel de la compétitivité publié en 2000 par le Stateg et la CREA.

Le modèle que nous considérons s'inscrit dans la lignée des travaux de K. Murata et al. (2000). Dans l'hypothèse où une tendance linéaire est statistiquement significative dans les régressions des importations et des exportations de biens et de services, il faut lui substituer une tendance non-linéaire et reestimer le modèle. La forme de cette tendance, décrite par la spécification 13 ci-dessous, permet de remédier aux contraintes liées à l'adoption d'une tendance linéaire.

$$f(t) = \exp(\alpha(t - \beta)^2) \quad (13)$$

Où le paramètre  $\alpha$  est inférieur à zéro et (t) représente un trend temporel linéaire, qui vaut 0 pour la première observation et s'incrémente de 1 chaque trimestre. Il faut souligner qu'avec cette spécification, la tendance converge continuellement vers la limite zéro. A terme, l'impact de la tendance sur les performances exportatrices et sur le volume des importations sera éliminé. Les résultats de l'estimation afférents à cette tendance sont illustrés par les graphiques affichés dans l'annexe 3.

Cependant, contrairement à la forme de la tendance adoptée dans l'équation des exportations et d'importation de services, le trend introduit dans la régression des importations de biens est reflété par une tendance temporelle quadratique. Ce choix s'explique simplement par l'amélioration de la qualité d'ajustement de la régression aux données observées.

Selon Murata et al. (2000), l'inclusion d'une tendance temporelle non-linéaire s'explique aussi par le souci d'intercepter les effets s'exerçant du côté de l'offre sur le volume des exportations. Cette idée est due à l'observation d'une relation empirique régulière, entre l'élasticité-revenu des exportations et le taux de croissance de la production domestique dont la spécification est la règle dite «the 45-degree rule»<sup>10</sup>. Dans ce cadre, l'analyse de Bayoumi (1999) sur l'échange bilatéral entre 21 pays industriels révèle un impact de long terme, relativement important, du niveau du PIB réel sur le volume des exportations. Cette régularité empirique constitue un élément essentiel justifiant le besoin d'introduire une variable d'activité domestique dans l'estimation des équations d'exportation et qui peut être expliquée par l'existence de multiples facteurs tels que les économies d'échelle croissant, la différenciation des produits,... Murata et al. (2000) considèrent que: "The non-linear trend variable included in the current specification may, therefore, capture such effects as an alternative to more direct proxies, such as real GDP or the capital stock of the exporting countries".

### III.1.3 Estimations empiriques

Avant d'estimer les équations 11 et 12, il est nécessaire de vérifier les propriétés des séries retenues en terme de stationnarité. Une analyse visuelle montre que certaines variables de volume et de prix affichent une forte tendance à croître ou à baisser au cours du temps. Par conséquent, nous avons décidé d'appliquer le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) pour déterminer l'ordre d'intégration individuel des séries. Le nombre de retards a été sélectionné à partir des critères d'information d'Akaike. Les résultats du test sont repris dans le tableau 1. Ce test rejette l'hypothèse nulle de stationnarité de la majorité des séries en niveau. Toutefois, il s'avère que les prix relatifs afférents aux importations de biens et le contenu en importations de la demande globale (*wer*) sont stationnaires en niveau. A priori cette divergence d'ordre

---

<sup>10</sup> P.R. Krugman (1989).

d'intégration entre des variables est un obstacle à l'estimation d'un modèle sous forme de MCE<sup>11</sup> pour les importations de biens et de services. En effet, une relation de cointégration d'un ensemble de variables implique qu'il existe des forces économiques fondamentales qui ont pour effets d'induire une variation conjointe des variables.

Or, dans notre cas, les importations de biens et de services et les prix relatifs ainsi que le contenu en importations de la demande globale sont intégrés à un ordre différent. Il est donc clair qu'à long terme l'écart entre les séries n'ira qu'en augmentant. L'estimation d'une telle relation n'a pas a priori de sens puisque les trajectoires sur lesquelles elle se situe sont susceptibles de diverger.

**Tableau 1. Test des racines unitaires ADF**

	Retards significatifs selon le critère AIC, (lag max=9)		Statistique		variables déterministes significatives
	Niveau	Différence 1ère	Niveau	Différence 1ère	
<b>Exportation</b>					
Log(XB) Biens	0	0	-1,81	-6,27***	-
Log(XS) Services	0	0	-1,68	-4,67***	Dérive
Log(WDR)	1	0	1,50	-1,98**	-
Prix relatifs des XB	0	0	-0,36	-4,52***	-
Prix relatifs des XS	2	1	0,31	-6,85***	-
<b>Importation</b>					
Log(MB) Biens	1	0	2,47	-5,81***	Dérive + Trend
Log(MS) Services	0	0	-2,09	-5,48***	Dérive
Log(WER)	9	-	-6,27***	-	Dérive + Trend
Prix relatifs des MB	0	-	-5,56***	-	-
Prix relatifs des MS	1	-	-1,09	-9,67***	-

L'hypothèse de racine unitaire est rejetée au seuil de 1% (\*\*\*) et au seuil de 5%(\*\*).

Au vu de la taille réduite de notre échantillon, le rejet d'une relation de cointégration entre le volume des importations de biens, les prix relatifs et le contenu en importation de la demande intérieure implique que ces derniers n'ont aucun effet à long terme sur le volume d'importation. D'un point de vue économique, l'absence d'une telle relation est dénuée de sens, particulièrement pour une petite économie très ouverte comme celle du Luxembourg. Cependant, dans le cadre des fonctions d'importations, il est communément admis que l'effet des prix peut se prolonger sur une assez longue période. Par exemple, Goldstein et Khan (1985) présentaient des résultats impliquant des délais de réponses allant jusqu'à deux ou trois ans. Ce processus peut expliquer la divergence des trajectoires des variables en question et par la même, affecter leur ordre d'intégration. Il faut souligner, par ailleurs, qu'idéalement les prix relatifs à l'exportation devraient être définis comme le ratio des prix à l'exportation (en devises étrangères) aux prix étrangers. Or, en l'absence d'un déflateur, de fréquence trimestrielle, des exportations et des importations de biens et de services, les données utilisées sont des approximations. Ainsi, le déflateur des exportations est mesuré par une moyenne des prix à l'importation des pays voisins pondérée par la part des exportations luxembourgeoises en

<sup>11</sup> Modèle à correction d'erreurs

direction de ces pays; tandis que le déflateur des importations est mesuré par la moyenne arithmétique des prix à l'exportation des trois pays limitrophes.<sup>12</sup>

Stock et Watson (1993) considèrent que les tests préliminaires de l'ordre d'intégration des séries issues de petits échantillons aboutissent souvent à une légitime suspicion quant à leur fiabilité. Dans ces conditions, il est préférable de privilégier la relation théorique au test statistique.

A ce stade, il est important de souligner qu'en dépit de l'adjonction des prix relatifs dans les équations d'importations de biens et de services, le test ADF appliqué aux résidus issus de la relation de long terme supporte la stationnarité au seuil de 10%. Ce résultat semble favoriser la relation de cointégration des importations, de la variable d'échelle et des prix relatifs.

### III.1.3.1 Résultats des fonctions d'exportation

Les estimations des fonctions d'exportations luxembourgeoises ont été réalisées pour les biens et les services séparément. Les données utilisées sont d'une fréquence trimestrielle et désaisonnalisées. Afin de remédier à la présence de l'hétéroscédasticité, les équations 11 et 12 sont estimées en taux de croissance par la méthode des moindres carrés ordinaires dont la matrice de variance-covariance est corrigée selon le procédé de White. Par ailleurs et conformément à la théorie, l'élasticité-revenu de long terme est contrainte à l'unité dans nos estimations. Les résultats des estimations des équations d'exportations de biens et services sont rassemblés dans le tableau 2.

**Tableau 2. Principaux résultats des estimations des équations d'exportations de biens et de services.**

Variable	Exportation de biens		Exportation de services	
	Coef.	$\sigma$	Coef.	$\sigma$
C	4,029***	0,472	2,757***	0,874
$\Delta\text{Log}(XD/CXD)$	-0,055	0,395	-0,257***	0,066
$\Delta\text{Log}(WDR)$	0,166	0,308	0,122	0,276
$\text{Log}(X/WDR)_{-1}$	-0,539***	0,062	-0,362***	0,110
$\text{Log}(XD/XCD)_{-1}$	-0,701**	0,274	-0,09	0,112
F(t)	-3,716***	0,969	5,927**	2,315
DB99 :2   DS00:1	0,044***	0,016	0,165***	0,010
DB02 :1   DS02:4	0,164***	0,012	-0,011***	0,002
DB03 :4   DS03:1	-0,067***	0,016	-0,019***	0,003
R <sup>2</sup> ajusté	0,881		0,790	
SSR	0,006		0,008	

DB et DS sont des variables muettes pour les exportations de biens et de services  
Seuil de signification: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

<sup>12</sup> En l'absence de données, la substitution de valeurs proxies aux indices des prix à l'exportation et à l'importation est un procédé habituel. Pour plus de détails voir R. Dutttagupta et A. Spilimbergo, 2004.

Dans les deux relations de cointégration, les signes de paramètres des termes de la compétitivité prix dans les dynamiques de court et de long terme affichent le signe correct (négatif). Toutefois, ils demeurent parfois statistiquement non significatifs et très faibles pour les services<sup>13</sup>. Ceci s'explique probablement par la grande inertie qui caractérise les prix à l'exportation. La taille réduite de notre échantillon ne permet pas l'inclusion d'amples retards dans les estimations pour affirmer ou infirmer une telle hypothèse. Néanmoins, il est communément admis que l'effet des prix peut se prolonger sur une assez longue période. Par ailleurs, il faut souligner que notre estimation de l'équation des exportations de biens considère la totalité du volume des exportations. Or, le choix du champ de l'estimation conditionne souvent le niveau des élasticités-prix. En effet, la prise en compte de certains produits tels que l'énergie conduit souvent à des élasticités-prix de court terme non significatives et/ou très faibles. C'est pourquoi la plupart des études empiriques portent sur l'ensemble des biens corrigés des produits énergétiques.

L'analyse des coefficients associés à la demande étrangère fait ressortir le fait que l'ensemble des signes sont conformes à ce que prédit la théorie économique. En dehors de l'absence d'une influence statistiquement significative de la dynamique de court terme de la demande étrangère sur les exportations de biens et de services, le signe des paramètres afférents à cette variable laisse présager un impact positif quel que soit le type de commerce, c'est-à-dire des biens ou de services.

Le tableau 3 affiche les valeurs moyennes des élasticités de prix et de revenus pour les exportations luxembourgeoises de biens et de services.

**Tableau 3. Elasticités prix et revenus des flux d'exportations de biens et de services (1995:T1-2003:T4)**

<b>Elasticités à court terme</b>			
Export. des biens		Export. des services	
prix	revenu	prix	revenu
-0,055	0,166	-0,257***	0,122
<b>Elasticités à long terme</b>			
-1,302***	1,00	-0,259	1,00

Seuil de signification: 1% (\*\*\*).

En théorie, les élasticités-revenus devraient être égales à l'unité à long terme. Toutefois, le test de Wald rejette cette hypothèse au seuil de 1% dans le cas des exportations luxembourgeoises. En l'absence d'inclusion d'une tendance linéaire ou non-linéaire dans les fonctions d'exportation, l'estimation des régressions non-contraintes révèle que les élasticités de revenus sont significativement supérieures à l'unité<sup>14</sup>. Elles affichent des valeurs de 1.188 pour les exportations de biens et de 1.987 pour les services. Gosselin et Lalonde (2004) expliquent ce

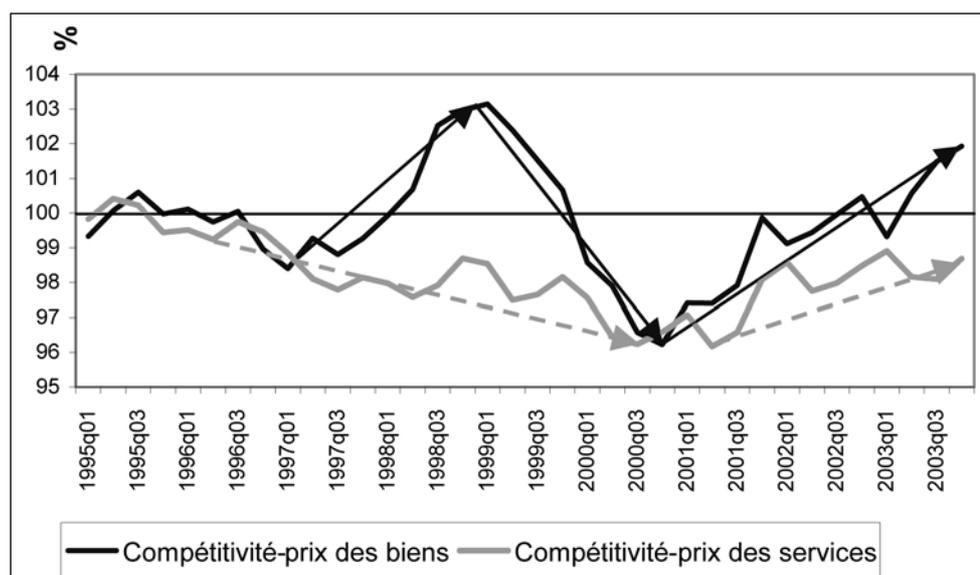
<sup>13</sup> L'élasticité de prix à l'exportation de services de court terme est statistiquement significative au seuil de 1%.

<sup>14</sup> Les résultats des estimations non-contraintes des exportations de biens et de services ainsi que les élasticités de court et de long terme sont affichés dans les annexes 4 et 4-bis.

biais apparent (élasticité-revenu >1) observé dans les estimations par les effets de l'ouverture grandissante des économies au commerce international. Cette ouverture est interceptée par l'introduction d'une tendance temporelle non-linéaire dans nos équations d'exportations estimées précédemment. En d'autres termes, la tendance non-linéaire exprime les gains de parts de marché des exportateurs luxembourgeois, dus à l'influence de facteurs dits de compétitivité non-prix. Selon les résultats de nos estimations (voir annexe 3), la contribution de ces facteurs à la croissance des exportations luxembourgeoises de services fut de près de 25%; tandis que leur apport pour les exportations de biens, bien qu'il soit croissant tout au long de la période analysée, demeure négatif. En effet, l'amélioration sensible des facteurs de compétitivité non-prix a permis un gain de parts de marché de près de 7% pour les exportateurs de biens. Autrement dit, les facteurs de compétitivité non-prix ont contribué à la baisse du volume des exportations de biens de près de - 9% en 1995; tandis que leur contribution fut de -2.5% en 2003.

Les résultats concernant l'élasticité-prix à long terme des exportations indiquent qu'une hausse permanente de 1% des prix à l'exportation provoque une baisse du volume des exportations de -1.302% pour les biens et de -0.259% pour les services. Quant à l'élasticité-prix de court terme, elle indique qu'une hausse conjoncturelle des prix se traduirait par une baisse du volume des exportations des biens et de services de -0.05%, respectivement, de -0.257. Etant donné que les élasticités-prix sont, par définition, des capteurs de la compétitivité-prix, il ressort des estimations réalisées que les exportations des biens sont beaucoup plus sensibles à long terme aux variations des prix que les exportations de services. Le graphique 5 ci-dessous illustre l'évolution de la compétitivité-prix des exportations luxembourgeoises. Celle-ci est définie par l'inverse des rapports de prix utilisés dans les estimations précédentes des fonctions d'exportations de biens et de services.

**Graphique 5. L'évolution de la compétitivité-prix des exportations de biens et services (année de base 1995)**



Source: Statec, Eurostat; Calculs: BCL

L'évolution de la compétitivité-prix par rapport aux trois pays limitrophes n'est ni constante ni linéaire. On peut remarquer deux phases distinctes pour les services et trois pour l'exportation des biens. Ainsi, la courbe de la compétitivité-prix des services révèle une dégradation du rapport des prix en faveur des concurrents étrangers sur la période 1996-2000, suivie d'une phase montrant une amélioration de la position des exportateurs luxembourgeois, mais qui demeure inférieure à celle qui fut la leur en 1995. Quant à la compétitivité-prix des exportations de biens, elle se caractérise par une variabilité d'une grande amplitude. La caractéristique principale de cette évolution est qu'elle montre une succession de phases opposées. La première, allant de 1997 jusqu'à 1999, fait apparaître un fort avantage comparatif en matière de prix des exportateurs luxembourgeois. Cette première phase est suivie par une dégradation accélérée durant deux années. A partir de 2001, une évolution favorable est observée. La poursuite de cette tendance pour les biens et les services, associée à une demande étrangère plus soutenue, est susceptible d'inverser la tendance descendante observée depuis plusieurs années du rapport du solde des opérations courantes par rapport au PIB.

### III.1.3.2 Résultats des fonctions d'importation

De la même manière que les équations des exportations, les fonctions des importations de biens et de services sont estimées, selon des spécifications à correction d'erreurs, par les moindres carrés ordinaires dont la matrice de variance-covariance est corrigée de la présence de l'hétéroscédasticité conformément au procédé de White. Les résultats des deux régressions sont affichés dans le tableau 4.

**Tableau 4. Principaux résultats des estimations des équations d'importations de biens et de services.**

Variable	Importation de biens		Importation de services	
	Coef.	$\sigma$	Coef.	$\sigma$
C	-2,837**	1,247	-0,741*	0,439
$\Delta\text{Log (MD/YD)}$	-0,072	0,368	-0,165***	0,058
$\Delta\text{Log (WER)}$	1,288***	0,416	1,307***	0,187
$\text{Log(M)}_{-1}$	-0,705***	0,183	-0,382***	0,031
$\text{Log(WER)}_{-1}$	0,723***	0,180	0,361***	0,069
$\text{Log (MD/YD)}_{-1}$	-0,286	0,374	-0,067	0,055
$(\text{Trend})^2 \mid F(t)$	$-7,59^e-05^{**}$	$3,5^e-05$	-3,537***	0,598
DB96 :1   DS00:1	0,023***	0,004	0,228***	0,006
DB98 :4   DS98:2	0,023***	0,004	-0,031***	0,007
DB03 :4	-0,030***	0,010		
R <sup>2</sup> ajusté	0,711		0,963	
SSR	0,002		0,001	

DB et DS sont des variables instrumentales pour les importations de biens et de services.  
Seuil de signification: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

Les résultats affichés dans le tableau 4 révèlent que les signes des paramètres sont concordants avec la théorie. Ainsi, la hausse temporaire ou permanente du revenu intérieur engendre une augmentation des importations; tandis que la progression du rapport de prix des concurrents par rapport aux producteurs nationaux provoque une baisse du volume des produits importés. Les résultats des élasticité-prix et revenus issus de l'estimation des fonctions d'importation des biens et de services sont résumés dans le tableau 5.

**Tableau 5. Elasticités prix et revenus des flux d'importation de biens et de services (1995:T1-2003:T4)**

<b>Elasticités à court terme</b>			
<b>Import. des biens</b>		<b>Import. des services</b>	
<b>prix</b>	<b>revenu</b>	<b>prix</b>	<b>revenu</b>
-0,072	1,288***	-0,165***	1,307***
<b>Elasticités à long terme</b>			
-0,405	1,025***	-0,175	0,945***

Seuil de signification: 1% (\*\*\*).

Le calcul des élasticités fait apparaître deux éléments importants à souligner. Le premier consiste en la réaction différente du modèle à court et à long terme aux variations de la variable d'activité (*WER*). Autrement dit, les élasticité-revenu de court terme des importations de biens et de services sont plus élevées que leurs niveaux de long terme. Le second est relatif à la différence de valeurs des élasticité des importations et des exportations. En particulier, l'élasticité-revenu à court terme des importations est nettement supérieure à celle des exportations (1.288 contre 0.166 pour les biens et 1.307 contre 0.122 pour les services). Toutes choses étant égales par ailleurs, à long terme cette différence implique que les prix relatifs doivent s'ajuster continuellement afin de compenser l'effet revenu et d'empêcher une dégradation continue du solde de la balance de biens et de services du Luxembourg. Or, en moyenne, les importations de biens sont moins sensibles, à long terme, aux variations des prix relatifs que les exportations (élasticité-prix à long terme de -0.405 contre -1.302). Ce phénomène est probablement le reflet d'une composition différente entre les importations et les exportations de biens luxembourgeoises. Il peut être expliqué aussi par une propension marginale à consommer probablement plus élevée au Luxembourg.<sup>15</sup>

On note par ailleurs un résultat fort intéressant quant à la valeur absolue de la somme des élasticité-prix des importations et des exportations. Les élasticité-prix pour les biens et les services laissent présager que les effets de court terme sont contraires à la condition de Marshall-Lerner (ML), comme le prédit la courbe en J. Toutefois, à long terme, la condition de ML est satisfaite pour les biens mais non pour les services. Autrement dit, les flux commerciaux de biens sont plus sensibles aux variations du taux de change effectif réel que les flux de services. Ce résultat implique que la dépréciation (appréciation) du taux de change effectif du Luxembourg contribue simplement à l'amélioration (déterioration) de la balance de biens.

<sup>15</sup> A titre indicatif, la moyenne de la part de la consommation dans le PIB sur la période 1995-2003 est de 62.69% au Luxembourg, tandis qu'elle ne représentait que 56% du PIB dans la zone euro.

Au vu de l'importance du volume des services dans les échanges extérieurs du Luxembourg et du déficit structurel de la balance des biens, la poursuite de l'excédent de la balance des transactions courantes serait conditionnée par d'autres facteurs que la compétitivité-prix.

Un autre fait marquant à souligner est relatif aux valeurs des élasticités-revenu de long terme, estimées selon les spécifications non-contraintes des fonctions d'exportation de biens et de services. La prise en compte de ces valeurs relativise l'impact de long terme du différentiel des élasticités-revenu de court terme entre les exportations et les importations. Etant donné que les élasticités-revenu des exportations issues des régressions non-contraintes affichent des valeurs statistiquement supérieures à l'unité<sup>16</sup>, nous considérons que les exportations et les importations de biens se caractérisent par des sensibilités équivalentes par rapport à une variation permanente du revenu. Cependant, l'élasticité-revenu des exportations de services issue de l'estimation non-contrainte affiche une valeur (1.987), statistiquement supérieure à celles des importations de services (0.945), ce qui laisse présager qu'à long terme la propension marginale à exporter des services est plus grande que celles des autres pays. Cela peut expliquer le caractère structurel de l'excédent de la balance des services.

### **III.2) L'approche épargne-investissement et le solde de la balance des transactions courantes de Luxembourg**

Le point de départ de cette approche est issu de l'identité comptable relative au PIB ou au PNB. La comptabilité nationale implique que le solde de la balance des transactions courante est égal à la différence entre le revenu et l'absorption internes<sup>17</sup>. Cette différence peut à son tour s'exprimer comme la somme du solde budgétaire du secteur public et de l'excès de l'épargne sur l'investissement privé ou comme la différence entre l'épargne nationale et l'investissement interne<sup>18</sup>. Ainsi, il est envisageable, en première approximation, d'expliquer le solde de la balance des transactions courante comme étant le produit de l'intensité des relations directes entre le taux d'épargne nationale et le taux d'investissement interne. Toutefois, les résultats de telles spécifications donnent lieu à des interprétations divergentes. Il apparaît dès lors nécessaire de spécifier les déterminants des comportements privés en matière d'investissement et d'épargne en soulignant les considérations intertemporelles (Obstfeld et Rogoff, 1999). Les variations du taux d'intérêt réel et les différences entre le revenu courant et le revenu futur exercent vraisemblablement une influence à la fois sur le comportement du ménage et les décisions d'investissement des entreprises. A son tour, le revenu futur dépend des anticipations de variations futures des impôts et des dépenses publiques. La politique budgétaire prend dès lors une importance particulière; car il est alors possible de rechercher plus directement l'impact des mesures budgétaires sur le solde de la balance de transactions courantes.

L'ensemble de ces considérations est ignoré par l'approche des élasticités décrite précédemment. D'ailleurs, la critique la plus vigoureuse à l'égard de cette approche est relative à la marginalisation de la nature intertemporelle du comportement des agents économiques. En effet, le partage entre l'épargne et la consommation est fondamentalement un arbitrage dans

---

<sup>16</sup> Voir annexe 4-bis.

<sup>17</sup> L'absorption consiste en l'addition de la consommation, de l'investissement interne et des dépenses publiques et de l'actif net ( $rA_t + C_t + I_t + G_t$ ).

<sup>18</sup> Voir la première section de cette analyse : le lien entre la comptabilité nationale et le compte courant.

le temps et, en l'absence d'imperfections de marché, l'évolution de l'épargne doit refléter la nature intertemporelle des comportements sous-jacents. Si cela est vrai, la balance courante, qui n'est autre que la différence entre l'épargne et l'investissement national, doit aussi porter la trace de ces comportements intertemporels. Pour appréhender cela, il suffit de raisonner sur le modèle repris de Obstfeld et Rogoff (1995).

### **III.2.1 Approche intertemporelle et la dynamique de la balance des transactions courantes**

Le cadre général de l'approche intertemporelle du compte des transactions courantes n'est qu'une transposition du concept du revenu permanent, initialement dédié à la construction d'une théorie de la consommation agrégée. Dans le contexte d'une petite économie ouverte et d'un marché de capitaux parfait, la théorie du revenu permanent postule que les chocs temporaires et non anticipés sont à l'origine de larges fluctuations de l'épargne nationale et du solde des transactions courantes. Dans ce cadre, le modèle intertemporel standard de l'analyse du compte courant (ICA)<sup>19</sup> représente un outil approprié pour l'analyse des fluctuations du solde des transactions courantes de Luxembourg.

Le modèle sous-jacent à cette approche est basé sur la maximisation du choix intertemporel d'un agent économique représentatif<sup>20</sup>. Plus précisément, l'agent a pour objectif la maximisation de son utilité intertemporelle anticipée. Il est par ailleurs supposé que les revenus perçus par l'agent suivent un processus aléatoire dont il en connaît la loi. Ainsi, ce modèle est construit dans un univers certain où les anticipations des agents sont parfaites et où la balance des transactions courantes n'est que la conséquence de comportements micro-économiques. De telles hypothèses conduisent forcément à occulter l'interaction entre l'économie nationale et l'économie internationale. De ce fait, les fondements même de la contrainte extérieure s'effacent au profit d'arbitrages individuels et intertemporels entre l'épargne et la consommation.

Dans cette partie nous adoptons une approche identique à celle de Bussière et al. (2004), tout en tenant compte dans la modélisation de la balance des transactions courantes de l'importance des rémunérations des salariés non-résidents. Il faut souligner que les modèles standards ignorent complètement l'importance des compensations salariales des non-résidents dans la détermination du solde des transactions courantes. Ceci est dû principalement à une hypothèse centrale afférente à la plupart des modèles du commerce international et qui consiste en la faiblesse de la mobilité du facteur travail, comparativement aux biens et aux capitaux<sup>21</sup>. Or, l'importance des frontaliers dans l'emploi total au Luxembourg<sup>22</sup> illustre l'irréalisme de cette hypothèse pour le Luxembourg. L'inclusion des compensations salariales des non-résidents permet sans doute de comprendre certains faits observés que l'approche conventionnelle laissait inexpliqués. Ainsi, cette partie de l'analyse est structurée comme suit: la première section est dédiée à la modélisation du compte de transactions courantes. La seconde section est relative à l'estimation empirique de la dynamique du compte courant luxembourgeois.

---

<sup>19</sup> ICA= Intertemporal current account

<sup>20</sup> Dans la théorie du revenu permanent, le passage au niveau macroéconomique est effectué en postulant l'existence d'un agent représentatif ayant une durée de vie infinie. Ainsi, l'agrégation des comportements individuels n'est donc pas formellement traitée.

<sup>21</sup> Le modèle standard ne permet pas la prise en compte des transferts nets de salaires. L'inclusion de ces derniers dans le modèle intertemporel est quelque part inappropriée. Cependant, par leur importance dans le compte des transactions courantes du Luxembourg, il n'est nullement erroné de les assimiler à un investissement «non conventionnel» et de les intégrer dans le modèle.

<sup>22</sup> En 2003, le nombre des travailleurs frontaliers représente 36.7% de l'emploi total au Luxembourg.

### III.2.1.1 La fonction de consommation et la dynamique du compte de transactions courantes

Considérons le cas d'une petite économie ouverte faisant face à un taux d'intérêt fixe déterminé au niveau international et non pas selon ses propres fondamentaux. On suppose aussi que l'investissement, les dépenses publiques et les rémunérations des salariés non-résidents sont donnés, c'est-à-dire exogènes et que, du fait de la contrainte de budget intertemporelle de l'Etat, la somme des dépenses actualisées est égale à la somme des taxes actualisées. De manière analogue à Bussière et al., nous considérons que l'économie est composée de deux catégories hétérogènes d'individus répartis sur un intervalle de  $[0,1]$ . La première consomme la totalité de son revenu net disponible de la période; tandis que la seconde est caractérisée par un comportement d'optimisation du choix intertemporel de la consommation. Afin de distinguer entre ces deux sous-ensembles d'agents, nous les qualifions, respectivement, de consommateurs non-optimisateurs (rule of thumb) et optimisateurs. Il convient de signaler que seul le comportement de la seconde catégorie d'individus est compatible avec le principe d'équivalence ricardienne, sous-jacent au modèle standard du compte courant intertemporel.

Nous admettons que les consommateurs non-optimisateurs représentent une fraction ( $\lambda$ ) de la population. Ainsi, la consommation agrégée ( $C^*$ ) est obtenue par la moyenne pondérée de la consommation propre à chaque catégorie d'individus, c'est-à-dire de la consommation des non-optimisateurs ( $C_t^{NO}$ ) et de celle des optimisateurs ( $C_t^O$ ):

$$C_t^* = \lambda C_t^{NO} + (1-\lambda)C_t^O \quad (14)$$

Etant donné que la consommation des individus non-optimisateurs est, par définition, égale au revenu net disponible, l'objectif est de dériver la fonction de consommation de la catégorie d'individus qualifiée d'optimisateurs. Bussière et al. ont enrichi le modèle conventionnel (ICA) en intégrant les effets d'habitudes dans la fonction d'utilité des agents<sup>23</sup>. Cette idée a permis d'introduire des éléments de dynamique dans la fonction de consommation, permettant ainsi une description plus riche des comportements dans le modèle. Cependant, la prise en compte des effets d'habitude dans la fonction d'utilité se traduit par des préférences temporelles non-séparables additivement<sup>24</sup> et une altération des conditions d'arbitrage entre consommation présente et future de l'agent représentatif optimisateur. Ainsi, le programme de maximisation de son utilité sous contraintes de ressources s'écrit:

$$\text{Max} \quad E_t \left[ \sum_{s=t}^{\infty} \alpha^{s-t} u(C_s^O - \beta C_{s-1}^*) \right] \quad (15)$$

$$\text{s.c.} \quad A_{s+1} = (1+r)A_s + Y_s - T_s - I_s - C_s^O \quad (16)$$

L'expression  $u(C_s^O - \beta C_{s-1}^*)$  représente l'utilité instantanée de l'agent représentatif et le paramètre  $\beta \in [0,1]$ . Cette fonction d'utilité possède les propriétés habituelles, c'est-à-dire qu'elle est croissante, concave et qu'elle vérifie les conditions d'Inada. On constate que l'utilité dépend positivement de la consommation courante et négativement de la consommation passée. Ainsi, plus la consommation passée est élevée et plus l'agent doit consommer aujourd'hui pour maintenir le niveau de son utilité courante. Quant au paramètre  $\beta$ , il représente le poids des

<sup>23</sup> Il s'avère que l'introduction des habitudes dans la fonction de consommation est adoptée initialement par Alessier et Lusardi (1997).

<sup>24</sup> En supposant que la fonction d'utilité est quadratique, le modèle devient résoluble.

habitudes de consommation. La consommation passée réduit d'autant plus l'utilité courante que la valeur de ce paramètre est élevée. L'utilité totale anticipée est alors donnée par la somme actualisée des utilités instantanées sur l'horizon de vie. Le facteur d'actualisation est  $\alpha$ ; tandis que l'opérateur  $E_t$  représente l'espérance mathématique de l'utilité totale à la période  $t$ . Par ailleurs, la maximisation de la fonction d'utilité est sujette à une contrainte budgétaire intertemporelle dont les arguments sont équivalents à ceux décrits dans la première partie de cette analyse.

En adoptant certaines hypothèses (l'absence de jeu à la Ponzi<sup>25</sup>, l'impact limité des décisions individuelles sur la consommation agrégée( $C_t^*$ )) et après quelques calculs algébriques et procédés itératifs appliqués aux relations 15 et 16<sup>26</sup>, on obtient la fonction de consommation agrégée, qui est:

$$C_t^* = \lambda(Y_t - T_t - I) + (1 - \lambda) \frac{\beta}{1 + r} C_{t-1}^* + (1 - \lambda) \left( 1 - \frac{\beta(1 - \lambda)}{1 + r} \right) r A_t + (1 - \lambda) \left( 1 - \frac{\beta}{1 + r} \right) \frac{r}{1 + r} E_t \sum_{s=t}^{\infty} \frac{Y_s - T_s - I_s}{(1 + r)^{s-t}} \quad (17)$$

En tenant compte de la contrainte budgétaire<sup>27</sup> de l'Etat et en substituant la fonction de consommation agrégée ci-dessus à la consommation privée dans l'identité comptable décrite par l'équation 2<sup>28</sup>, on trouve une spécification qui permet de caractériser la dynamique du compte des transactions courantes. Il vient ainsi:

$$CC_t = (1 - \lambda) \beta CC_{t-1} + \lambda(T_t + rB_{t-1} - G_t) + \frac{\beta(1 - \lambda)}{1 + r} \Delta NO_t + (1 - \lambda) \left( 1 - \frac{\beta}{1 + r} \right) (NO_t - E_t NO_t^*) \quad (18)$$

avec  $NO_t = Y_t - I_t - G_t - W_t$ , c'est-à-dire la production nette et ( $X^*$ ) est la valeur permanente de chaque composante de  $NO_t$ . Cette dernière est définie par:

$$X^* = \frac{r}{1 + r} \sum_{s=t}^{\infty} \frac{X_s}{(1 + r)^{s-t}} \quad (19)$$

L'expression (19) indique que, sous les hypothèses adoptées, le consommateur tend à lisser sa consommation face aux fluctuations du revenu. Elle permet, par ailleurs, de déterminer l'écart entre la production nette actuelle et son niveau permanent ( $NO_t - E_t NO_t^*$ ).

<sup>25</sup> L'absence de jeu à la Ponzi est synonyme d'une contrainte budgétaire intertemporelle, telle que la somme actualisée des flux de consommation de l'agent représentatif ne doit pas dépasser sa richesse. D'un point de vue formel, cette condition s'écrit:  $\lim_{t \rightarrow \infty} (1+r)^{-t} A_{t+T+1} \geq 0$ . D'un point de vue macroéconomique, cette condition est le reflet de la création de richesse, c'est-à-dire que le revenu global dépasse la consommation de ressources.

<sup>26</sup> Voir Obstfeld et Rogoff (1999) et Bussière et al. 2004.

<sup>27</sup> La contrainte budgétaire est simplement la somme des paiements des intérêts et du déficit (excédent) primaire, soit  $B_t = (1+r)B_{t-1} + T_t - G_t$ , où  $B_t$  représente les actifs nets du Gouvernement.

<sup>28</sup> L'équation 2, ne tient pas compte des rémunérations des non-résidents. Afin de remédier à cela, nous proposons de re-écrire cette spécification de la manière suivante:  $A_{t+1} - A_t = rA_t + Y_t - C_t - I_t - G_t - W_t$ , où  $W_t$  est le solde de la composante «rémunérations des salariés» de la balance des transactions courantes.

Dans l'hypothèse où  $\beta$  et  $\lambda$  sont égales à zéro, l'expression 18 redevient équivalente au modèle conventionnel de la balance des transactions courantes intertemporelles. Dans ce cas, les fluctuations de la balance des transactions courantes s'expliquent simplement par la déviation de la production nette de son niveau permanent anticipé. Autrement dit, le solde de la balance courante n'est que le reflet des effets favorables ou défavorables des chocs. Il ressort de ce modèle, qu'une baisse temporaire du revenu, entraîne une diminution (accentuation) de l'excédent (déficit). Ceci est lié au fait que les consommateurs qui cherchent à lisser leur consommation préfèrent s'endetter lors d'une baisse temporaire de leur revenu. C'est l'épargne qui s'ajuste et par voie de conséquence, les excédents de la balance des transactions courantes se réduisent. En revanche, une augmentation permanente non-anticipée n'a aucun effet sur le compte courant; car les agents ajustent le niveau de leur consommation de manière à absorber complètement le choc subit par leur revenu. Par opposition au cas d'une hausse non anticipée, une hausse anticipée du revenu entraîne une baisse du solde des transactions courantes.

De manière analogue un choc défavorable imprévu, tels que l'accroissement des dépenses publiques ou l'investissement, entraîne une dégradation du solde des transactions courantes. Par conséquent, le compte des transactions courantes joue le rôle d'amortisseur dans le processus de lissage de la consommation des agents économique en présence de chocs temporaires.

La présence de la contrainte budgétaire de l'Etat dans l'équation 18 résulte de l'introduction de la contrainte de liquidité<sup>29</sup> ( $\lambda > 0$ ). Etant donné que les prélèvements fiscaux affectent le niveau du revenu disponible, tout excédent budgétaire induit une augmentation du solde de la balance des transactions courantes. Et par opposition, tout déficit est une source de diminution de ce solde. Quant à la prise en compte des effets d'habitudes dans la fonction d'utilité des agents, elle introduit une certaine dynamique dans la modélisation du compte courant.

Le problème empirique qui se pose à l'implémentation de cette équation est relatif à la quantification de l'anticipation des variations des composantes de l'output net (NO). Dans la lignée des travaux publiés, nous assumons que le solde des transactions courantes reflète toute l'information disponible sur le cash flux futur<sup>30</sup>. En d'autres termes, cela signifie que la meilleure prévision à la date (t) du cash flux futur est son niveau de la présente période. Ainsi, les tests empiriques de ce modèle sont fondés sur cette dernière propriété.

### **III.2.1.2) La spécification empirique**

La spécification empirique de l'équation 18 et la méthodologie d'estimation que nous emploierons sont très proches de celles adoptées par Bussière, Fratzscher et Müller (2004) dans le cadre d'une approche intertemporelle du compte de transactions courantes. Toutefois, notre modélisation se distingue par l'inclusion des salaires des non-résidents dans l'estimation. La raison en est claire: le solde des compensations salariales dans la balance des transactions courantes représente près de 14% du PIB.

---

<sup>29</sup> La prise en compte de la contrainte de liquidité dans le modèle de choix intertemporels de la consommation et de l'épargne a permis de donner des fondements micro-économiques à la fonction de consommation keynésienne. Cette contrainte se traduit par une épargne supérieure ou égale à zéro.

<sup>30</sup> Cette idée est basée sur le principe selon lequel le prix d'un actif financier reflète toute l'information disponible permettant la prédiction du rendement futur de cet actif.

La spécification dynamique et non linéaire adoptée pour le compte des transactions courantes est décrite par l'équation 20 ci-dessous:

$$CC_t = (1-\beta_1)\beta_1 CC_{t-1} + (1-\beta_1)\beta_2 \Delta(NO)_t + (1-\beta_1)(1-\beta_3)(I-I^*)_t + (1-\beta_1)(1-\beta_4)(G-G^*)_t + (1-\beta_1)(1-\beta_5)(W-W^*)_t + (1-\beta_1)(1-\beta_6)(Y-Y^*)_t + \beta_7(F-F^*)_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

où  $CC$  est le solde de la balance des transactions courantes,  $NO$  est l'output net,  $I$  est l'investissement,  $G$  représente les dépenses publiques,  $W$  est la compensation nette des salariés non-résidents,  $Y$  représente le PIB réel et  $F$  est le surplus fiscal.

Conformément au modèle théorique, les variables explicatives sont exprimées en déviation par rapport à leurs niveaux permanents<sup>31</sup>. Dans la mesure où le niveau permanent des variables est inobservé, nous l'avons approximé par une tendance extraite par le filtre de Hodrick-Prescott.

Dans l'équation 20, il faut souligner que la variable dépendante ( $CC$ ) est exprimée par rapport au PIB; tandis que le rapport des variables explicatives ( $Y, I, G, W, F$ ) au PIB sont standardisées en retranchant la composante permanente du niveau observé de chaque variable. Par exemple, l'écart entre l'investissement et son niveau permanent est reflété, en réalité, par la différence entre le rapport de cette variable au PIB et sa tendance extraite par le filtre H-P. Deux tests de racine unitaire (ADF et Phillips-Perron) ont été appliqués aux séries. A l'exception des variables ( $CC$ ) et ( $F$ ), ces tests rejettent l'hypothèse nulle de non-stationnarité pour les autres séries. Cependant, il faut souligner que les tests traditionnels de la racine unitaire sont inappropriés dans la mesure où la relation de co-intégration estimée est non linéaire. Ainsi, nous supposons que l'ensemble de ces variables sont intégrées d'ordre zéro. Cette hypothèse est confortée par la stationnarité, au seuil de 1%, des résidus issus de la régression. En effet, lorsqu'on effectue un test de racine unitaire pour les résidus de la régression, on obtient une statistique de ADF de  $-4.59$ ; tandis que la valeur critique de ce test est de  $-2.65$  au seuil de 1.

### III.2.2 Les résultats de l'estimation de la dynamique du compte courant

Le tableau 6 affiche les résultats de l'estimation de l'équation 20. Etant donné l'existence de variables inobservées dans l'équation estimée (niveau permanent des composantes de l'output net), les conditions d'application des moindres carrés ordinaires ne sont pas remplies. Ainsi, l'estimation est conduite selon la méthode des moments généralisés (GMM). Le vecteur des instruments utilisés est composé des valeurs retardées afférentes aux variables explicatives, tel que  $z_t = [CA(-2) W(-3) W(-4), I(-3) I(-4), F(-3) F(-4), G(-3) G(-4), Y(-3) Y(-4)]$ . Le choix du troisième et du quatrième retards a pour objectif d'éviter les problèmes de corrélation fallacieuse dus à des erreurs de mesure et/ou à l'impact de chocs (Gruber, 2000). Puisque le nombre d'instruments (conditions d'orthogonalité) est supérieur au nombre de paramètres à estimer, le système est ici suridentifié. Hansen (1982) montre alors qu'on peut obtenir des estimateurs

<sup>31</sup> Afin de neutraliser les effets de chocs globaux sur le solde de la balance des transactions courantes, les composantes de l'output net compatibles avec le modèle intertemporel devraient être exprimées en déviation par rapport à la moyenne des niveaux permanents de ces mêmes variables chez les partenaires commerciaux du Luxembourg. Autrement dit, l'adoption d'une approche économétrique en panel serait préférable. A titre indicatif, nous avons estimé le modèle en exprimant les variables par leurs écarts aux niveaux permanents calculés pour les trois pays limitrophes du Luxembourg. Les résultats empiriques obtenus sont très décevants. C'est pourquoi, nous avons maintenu dans nos estimations simplement l'écart des composantes de l'output net par rapport à leurs niveaux permanents calculés pour le Luxembourg.

GMM efficace en substituant l'inverse de la matrice de variance-covariance à la matrice de distance. Et pour tester la validité des conditions des moments imposées nous utilisons la statistique  $J$ . Ce test est ici retenu pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle les quatre restrictions de suridentification ne sont pas rejetées par les données et les paramètres estimés sont efficaces. La valeur minimum de la fonction objectif,  $J$ , suit dans notre cas une loi de  $\chi^2$  avec quatre degrés de liberté.

**Tableau 6. Principaux résultats de l'estimation de la dynamique du compte des transactions courantes.**

Variable	Paramètres / écart type	
	Coef.	$\sigma$
CC <sub>t-1</sub>	0,540**	0,235
$\Delta(\text{NO})$	0,866*	0,540
I-I*	-0,750**	0,373
G-G*	-0,003	2,094
W-W*	-0,557	0,830
Y-Y*	0,614*	0,373
F-F*	-0,946	0,860
J-Statistics	0,920	Jarque-Bera Test : 0,441
Probabilité	0,921	Probabilité 0,820

Seuil de signification: 5% (\*\*), 10% (\*).

Aux vu des résultats affichés dans le tableau 6, la statistique  $J$  est inférieure à sa valeur critique tabulée. Les restrictions de sur-identification imposées à notre modèle non-linéaire ne sont donc pas rejetées par les données aux seuils de 10%, 5% et de 1%. Les onze conditions d'orthogonalité donnent par conséquent des estimations GMM efficaces des sept paramètres de la régression. Toutefois, une certaine prudence s'impose quant à l'interprétation des écarts types afférents aux paramètres obtenus. Ceci est la conséquence d'une taille réduite de notre échantillon, taille insuffisante pour satisfaire les propriétés asymptotiques nécessaires.

Théoriquement, l'ensemble des paramètres (à l'exception des rapports de l'investissement, des dépenses publiques et des salaires au PIB) devrait afficher un signe positif. Or, le paramètre de la variable relative au surplus fiscal affiche un signe négatif, mais il n'est pas statistiquement significatif. A première vue, ce résultat suggère que la modification de la politique fiscale du gouvernement n'ait aucun impact sur le compte des transactions courantes au Luxembourg. En outre, pour le Luxembourg, ce fait traduit l'absence de l'équivalence ricardienne. Lorsqu'on compare la valeur de ce paramètre à celles obtenues par H. Faruquee et G. Debelle (1998), il s'avère que nos résultats sont très semblables aux leurs. Différentes explications sont avancées quant au signe erroné de cette variable, parmi lesquelles<sup>32</sup>:

- le solde budgétaire est un mauvais indicateur pour expliquer la variabilité du compte de transactions courantes (Milesi-Ferretti et Razin, 1996);

<sup>32</sup> Les arguments avancés sont issus de Faruquee et de Debelle (1998): «Saving-Investment Balances in Industrial Countries: An Empirical Investigation», dans «Exchange Rate Assessment, Extensions of the Macroeconomic Balance approach», Ed. Isard et Faruquee.

- le déplacement de l'épargne privée induit par l'amélioration de l'épargne publique (Masson, Bayoumi et Samiei, 1995);
- la corrélation positive entre l'investissement et le surplus fiscal se traduirait par un effet nul sur le solde de la balance des transactions courantes (Faruquee et Debelle, 1998)<sup>33</sup>.

La variable retardée ( $CC_{t-1}$ ) reflète l'inertie dans la dynamique du compte des transactions courantes de Luxembourg. Le paramètre associé à cette variable (0.540) est équivalent à celui estimé par Brüssière et al. (2004) pour les pays de l'OCDE (0.578). D'un point de vue empirique, la valeur de ce paramètre révèle une grande persistance dans la dynamique du compte courant. Autrement dit, ce paramètre est sensé intercepter les ajustements partiels de l'épargne nationale. Etant donnée que les décisions de l'épargne des agents ne sont que le complément de leurs décisions de consommation, le solde des transactions courantes est affecté par la lenteur du processus d'ajustement de la consommation. Selon l'approche intertemporelle, l'origine de cette lenteur est attribuée à l'importance des habitudes qui caractérisent le comportement des agents économiques. Dans ces conditions, les changements des niveaux permanents des variables ne sont interceptés qu'avec un retard dans le solde des transactions courantes. Ce fait se traduit par un écart (absence de réaction instantanée du compte courant aux variations des fondamentaux) entre les effets de long terme et de court terme des variables explicatives sur la dynamique du compte courant. Les effets de cet écart sont interceptés par les paramètres afférents aux composantes de l'output net.

Quant au coefficient positif de l'output gap, il traduit l'impact positif de la variation du revenu sur l'épargne. Selon l'approche intertemporelle, lorsque la production (ou le revenu) est au-dessus de sa valeur permanente ( $y-y^*$ ), l'excédent du compte des transactions courantes sera plus important car les agents vont étaler dans le temps ce gain transitoire de revenu en augmentant leur épargne. Au lieu d'augmenter leur consommation courante, les agents choisissent d'accumuler des actifs financiers, rémunérateurs d'intérêts pour lisser leur consommation future. On note que le paramètre estimé de l'output gap est de 0.641, ce qui laisse présager qu'un écart positif de 1% du PIB par rapport à son niveau potentiel se traduirait par l'augmentation du solde des transactions courantes au Luxembourg de 0.641. Autrement dit, près de 36% de l'écart est consommé; tandis que les 64% restants sont affectés à l'épargne.

L'analyse des résultats de la régression précédente nous permet de constater que les coefficients associés à l'investissement, aux dépenses publiques et aux rémunérations nettes des salariés non-résidents sont négatifs et donc leurs progressions se traduiraient par une diminution de solde des transactions courantes du Luxembourg. Toutefois, il faut souligner que parmi ces trois variables, l'unique coefficient statistiquement significatif est l'investissement. Ainsi, l'écart de 1% de l'investissement par rapport à son niveau permanent se traduirait par une baisse du solde de transactions courantes de 0.750%. Autrement dit, 75% de la variation de l'investissement est immédiatement reflétée dans le compte des transactions courantes du Luxembourg<sup>34</sup>.

Etant donné que le paramètre de l'investissement affiche un signe négatif important et statistiquement significatif, on peut admettre que le facteur déterminant de la dégradation de la balance des transactions courantes de Luxembourg est le rythme soutenu de l'investissement

<sup>33</sup> Selon Faruquee et Debelle, l'introduction de la position nette extérieure dans leur régression a conduit à un signe positif du paramètre afférent au surplus fiscal. L'absence d'une série longue de la position extérieure du Luxembourg ne permet pas de répliquer un tel exercice.

<sup>34</sup> A titre indicatif, les résultats de Brüssière et al.(2004) révèle une réaction immédiate de près de 41% pour les pays de l'OCDE.

et particulièrement de l'investissement étranger. Autrement dit, cette dégradation relève du calcul intertemporel des agents économiques. En effet, dans un espace de mobilité très élevée des capitaux, un choc positif améliorant la productivité marginale des entreprises d'un pays a deux conséquences. D'un part, il élève le capital optimal et suscite un déplacement de l'investissement étranger vers ce pays, mais il provoque un effort d'investissement au niveau local. D'autre part, il porte la promesse de revenus futurs plus élevés. Ces deux effets vont dans le sens d'une réduction du solde de la balance des transactions courantes.

En effet, la consommation réagit de manière instantanée et positivement à l'accroissement de revenu permanent dû aux effets combinés de l'investissement local et étranger, mais le revenu n'augmente que lentement, ce qui entraîne une baisse de l'épargne au moment où l'investissement global s'accroît. Quant aux effets de l'investissement étranger, ils ne sont perceptibles que quelques années plus tard après la réalisation de l'investissement. Le boom de l'investissement étranger au Luxembourg fut financé initialement par des fonds étrangers et l'impact de ce mécanisme de financement fut neutre sur l'épargne nationale. Mais, une fois l'investissement achevé, la rémunération des capitaux étrangers investis au Luxembourg implique nécessairement des transferts de dividendes à l'étranger. C'est ce type de conjoncture qui explique la baisse du rapport du solde des transactions courantes au PIB. D'ailleurs, les données afférentes au solde des revenus de la balance des paiements traduisent particulièrement ce phénomène (voir graphique 6).

Les rémunérations des non-résidents et des dépenses publiques affichaient, au cours de l'année 2001-2003, des niveaux supérieurs à leurs valeurs potentielles calculées selon le filtre H-P. Bien que les paramètres de ces deux variables soient statistiquement non significatifs, elles sont susceptibles de contribuer à la baisse du rapport du solde de la balance des transactions courantes au PIB. Ainsi, selon les résultats obtenus de l'estimation, une augmentation de 1% de ces deux ratios se traduirait par une baisse du compte des transactions courantes de Luxembourg, respectivement, de 0.557 et de 0.003%.

On note par ailleurs que l'écart entre les valeurs estimées de l'investissement (-0.750) et des rémunérations des non-résidents (-0.557) s'explique fort probablement par le différentiel de la persistance de leurs déviations par rapport à leurs niveaux potentiels respectifs.

Il est à souligner que l'analyse de l'impact des salaires de frontaliers sur le solde de la balance des transactions courantes est indissociable de celui de l'investissement étranger, mais aussi du niveau de la consommation au Luxembourg. En effet, le boom de l'investissement direct étranger au Luxembourg durant les années 80 et 90, associé à l'insuffisance de l'offre du marché du travail national ont rendu indispensable l'importation du facteur-travail. Dans la mesure où ces employés sont des non-résidents, leur rémunération nette (après déductions des cotisations sociales et des retenus fiscales) est transférée vers leurs pays de résidence. Cela suggère que l'impact des rémunérations des frontaliers sur le compte des transactions courantes dépend de leur secteur d'activité. Si l'ensemble des frontaliers travaille pour le secteur exportateur, l'effet du transfert de leur rémunération vers l'étranger est à la limite neutre<sup>35</sup>. Dans le cas contraire - la production est consommée au niveau national - cet effet sera complet. Et le solde de la balance courante décroît du montant total de transferts des salaires. En outre, c'est l'importance de la consommation nationale qui détermine le solde des transactions courantes.

---

<sup>35</sup> Il est positif du fait que la valeur des exportations est supérieure au coût de leur production.

## Conclusion

L'objectif poursuivi a été de déterminer les causes de la dégradation du rapport du solde de la balance des transactions courantes du Luxembourg au PIB. Nous avons alors emprunté deux approches. La première, dite l'approche des élasticités, dont les explications mettent l'accent sur les effets prix (compétitivité) et sur les effets revenus (position cyclique de l'économie nationale par rapport à celle des partenaires commerciaux). La seconde est l'approche intertemporelle. Dans cette optique, la balance courante n'est que la conséquence de comportements microéconomiques optimisateurs.

Selon l'approche des élasticités, il ressort des estimations réalisées que les fluctuations de la compétitivité-prix n'expliquent pas entièrement les évolutions des exportations luxembourgeoises. Les paramètres afférents à cette variable sont souvent non-significatifs, mais leurs signes demeurent conformes à ceux prédits par la théorie économique. Il est probable que l'augmentation de la taille de l'échantillon se traduirait par de meilleurs résultats statistiques. Malgré ce fait, deux résultats forts intéressants ressortent de l'analyse des coefficients estimés des fonctions d'exportations de biens et de services:

- L'élasticité-prix de court terme pour les exportations de services est significativement différente de zéro et son niveau est faible (-0.257). Autrement dit, une augmentation conjoncturelle de 1% du rapport des prix nationaux par rapport aux concurrents se traduirait par une baisse de 0.257% du volume des exportations de services.
- En comparaison avec des exportations de biens, les exportations de services sont moins sensibles, à long terme, à la variation des prix.
- Quant aux élasticités dites de revenus, elles peuvent être qualifiées de facteurs importants dans l'explication de l'évolution des exportations luxembourgeoises, en particulier dans les estimations non-contraintes. Ainsi, le volume des exportations luxembourgeoises est dictée, dans une large mesure, par la conjoncture économique des pays voisins.

Les résultats des estimations des fonctions d'importations révèlent que les prix jouent un rôle explicatif mineur du volume des importations. Le niveau des élasticités-prix à court terme, comme à long terme, est inférieur à l'unité pour l'ensemble des biens et des services. En revanche, les élasticités-revenu sont, en moyenne, proches ou supérieures à l'unité et statistiquement significatives. Ce fait laisse présager que la croissance de la demande globale est le facteur déterminant du volume des importations.

D'une manière générale, nos estimations économétriques afférentes à l'approche des élasticités confirment le rôle des déterminants traditionnels des flux commerciaux extérieurs de biens et de services. Cependant, ne serait-ce que par l'exclusion des revenus et de transferts courants par cette approche, ces résultats ne nous permettent pas d'expliquer la tendance actuelle du rapport du solde de la balance des transactions courantes au PIB. C'est pourquoi, nous avons alors utilisé un modèle intertemporel de la balance courante qui tient compte de certains facteurs ignorés dans la première approche.

Les estimations du modèle intertemporel simule convenablement les évolutions observées de la balance courante de Luxembourg. Le message central des résultats obtenus de ce modèle est que l'investissement fut le facteur déterminant de la décroissance du rapport du solde courant

au PIB. Toutefois, il faut souligner que nos résultats demeurent fragiles du fait de l'absence d'un échantillon d'une taille suffisante, mais aussi de l'utilisation de données interpolées pour les agrégats de la comptabilité nationale. Ainsi, d'autres investigations économétriques sur des données non-interpolées et sur des données en panel seraient nécessaires dans le cadre du modèle intertemporel. Cet exercice devrait nous permettre de canaliser avec plus de précision la sensibilité du compte courant de Luxembourg à ses principaux déterminants.

Quant à la problématique de savoir si la tendance affichée du rapport du solde de la balance des transactions courantes au PIB va persister ou au contraire serait inversée, la réponse ne peut être que plurielle! En effet, les résultats des différentes estimations laissent présager une multiplicité de facteurs explicatifs. Selon l'approche des élasticités, le solde de la balance des transactions courantes est déterminée par la balance de biens et de services. Dans le cas du Luxembourg, on constate que cette dernière est déterminée par la conjoncture économique des partenaires commerciaux et par ses effets sur le volume des exportations luxembourgeoises, par l'importance de la demande globale au Luxembourg et ses répercussions sur le volume des importations et par la compétitivité-prix des biens exportés. Par ailleurs, il faut souligner l'importance du levier de la compétitivité non-prix dans l'explication du volume des exportations de services. Quant aux résultats issus de l'approche intertemporelle de la balance des transactions courantes, ils révèlent que la tendance descendante du rapport du compte courant au PIB peut être expliquée par l'importance de l'investissement.

## **Annexe 1: Définition des données**

**Echantillon:** 1995:T1-2003:T4

### **Variables à expliquer:**

En l'absence de données trimestrielles de la comptabilité nationale, les données utilisées sont celles de la balance des paiements.

- Exportations des biens en volume (source: balance des paiements)
- Exportations de services en volume (source: balance des paiements)
- Importations de biens en volume (source: balance des paiements )
- Importations de services en volume (source: balance des paiements)

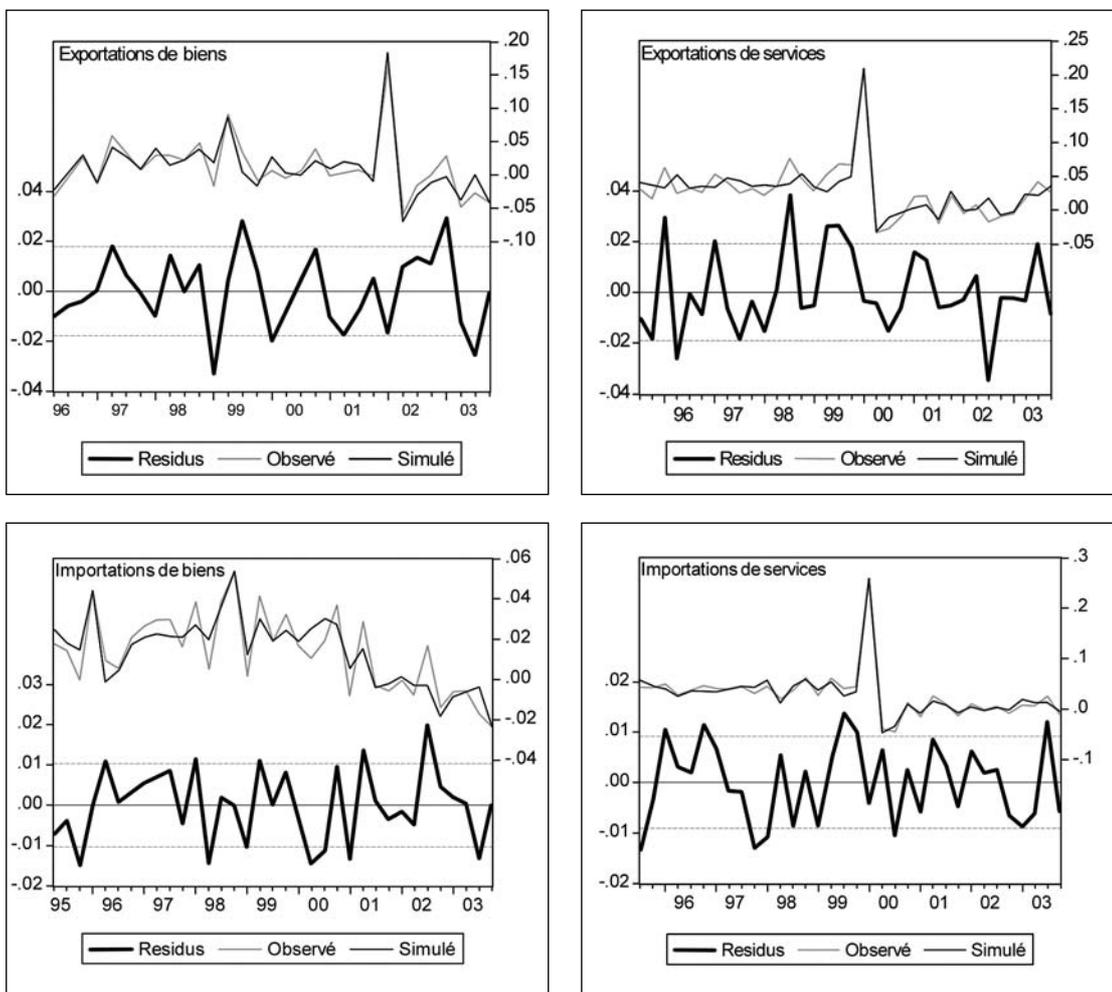
### **Variables explicatives dans la fonction des exportations:**

- prix relatifs à l'exportation (XD/CXD)
  - XD est l'indice des prix à l'exportation, calculé par une moyenne des prix à l'importation de biens des trois pays voisins et pondérée par le volume des exportations des biens luxembourgeois vers ces trois pays;
  - CXD est l'indice des prix à l'exportation des concurrents, approximé par la moyenne des prix à l'exportation de biens des trois pays voisins.
- la demande mondiale adressée au Luxembourg (WDR), source BCE. Cette même série est adoptée dans les deux fonctions d'exportations estimées. Ceci s'explique par la non disponibilité de séries séparées pour les biens et pour les services.
- tendance non-linéaire (f(t)).

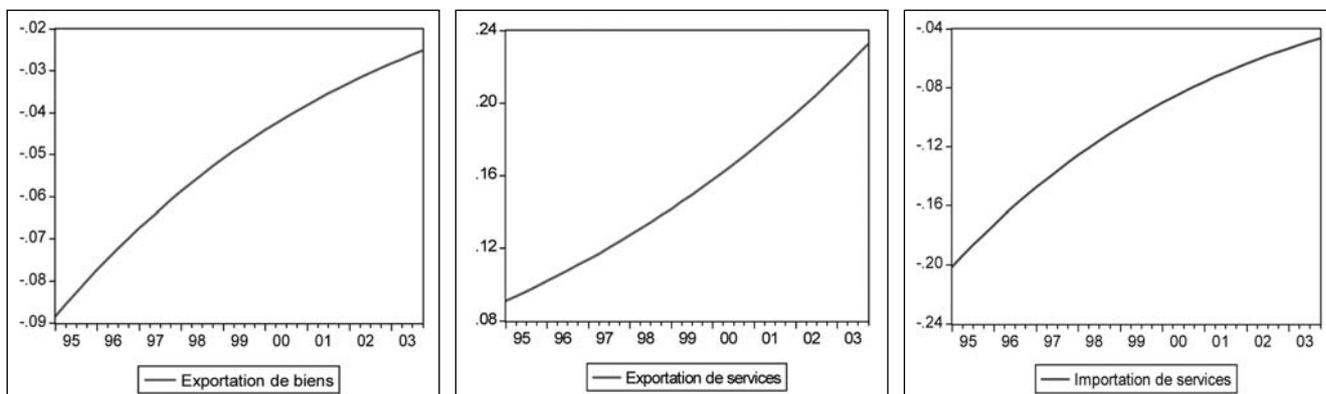
### **Variables explicatives dans la fonction des importations:**

- prix relatifs à l'importation (XD/CXD)
  - MD est l'indice des prix à l'importation, calculé par une moyenne des prix à l'exportation de biens des trois pays voisins et pondérée par le volume des importations des biens luxembourgeois provenant de ces pays;
  - YD est le déflateur du PIB luxembourgeois, les données trimestrielles sont issues de l'interpolation quadratique de données annuelles.
- la variable d'activité (WER), est approximée par l'indice de la demande des importations (Source: Statec; Calculs, BCL). Cette variable est construite selon l'hypothèse que le contenu en importation des composantes de la demande finale au Luxembourg est constant. Les données initiales utilisées sont issues du rapport de la compétitivité de l'économie luxembourgeoise publié en 2000 par le Statec et la CREA. Les chiffres disponibles relatifs au contenu en importations sont relatifs aux années 1998 et 1999.

## Annexe 2: Exportations et importations de biens et de services observées et simulées sur des données trimestrielles 1995-2003



## Annexe 3: Les effets de la tendance temporelle non-linéaire sur le volume des exportations de biens et de services et sur les importations de services.



## Annexe 4: Les résultats des estimations non-contraignantes des exportations de biens et de services.

Variable	Exportation de biens		Exportation de services	
	Coef.	$\sigma$	Coef.	$\sigma$
C	3,195***	0,473	2,456***	0,957
$\Delta\text{Log (XD/CXD)}$	-0,435	0,515	-0,297***	0,056
$\Delta\text{Log (WDR)}$	0,558*	0,308	0,281	0,346
$\text{Log (X)}_{-1}$	-0,435***	0,064	-0,315**	0,124
$\text{Log(WDR)}_{-1}$	0,517***	0,099	0,626**	0,281
$\text{Log(XD/XCD)}_{-1}$	-0,499	0,404	-0,148	0,105
DB99 :2+   DS00:1	0,056***	0,016	0,165***	0,010
DB02 :1+   DS02:4	0,153***	0,011	-0,017***	0,015
DB03 :4+   DS03:1	-0,064***	0,014	-0,023***	0,004
R <sup>2</sup> ajusté	0,752		0,790	
SSR	0,010		0,008	

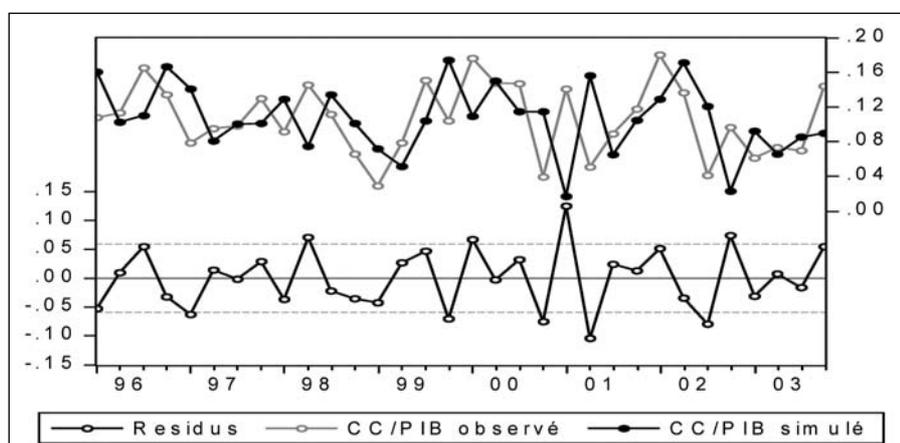
(+) DB et DS sont des variables muettes pour les exportations de biens et de services  
Seuil de signification: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

## Annexe 4-bis: Elasticités non-contraignantes de prix et de revenus des flux d'exportations de biens et de services (1995:T1-2003:T4)

Elasticités à court terme			
Export. des biens		Export. des services	
prix	revenu	prix	revenu
-0,435	0,558*	-0,297***	0,281
Elasticités à long terme			
-1,147	1,188***	-0,469	1,987**

Seuil de signification: 1% (\*\*\*), 5% (\*\*), 10% (\*).

## Annexe 5: Les résultats de l'estimation du modèle intertemporel



## Bibliographie

**Agénor, P-R. et C. Bismut** (1999): Pourquoi la France accumule-t-elle des surplus de balance courante? *Revue Française d'Economie* n° 14, juin, pp.61-105.

**Agénor P-R., C. Bismut, P. Cashin et C. J. McDermott** (1999): Consumption smoothing and current account: evidence for France, 1970-1996. *Journal of International Money and Finance*, n° 18, pp. 1-12.

**Alessier, R. et A. Lusardi** (1997): Consumption, Saving, and Habit Formation, *Economics letters*, n° 55.

**Armington, P.** (1969): A theory of demand for products distinguished by place of production, *IMF Staff Papers*, March, pp. 159-175.

**Banque de France** (2001): Vers une meilleure prise en compte de l'intermédiation financière en comptabilité nationale, *Bulletin de la Banque de France*, n° 88, avril, pp. 61-72.

**Bayoumi, T.** (1999): Estimating trade equations from aggregate bilateral data, *IMF working paper* n° wp/99/74, May

**Bourgain, A. Pieretti, P. et G. Schuller** (2000): Compétitivité de l'économie luxembourgeoise: rapport 2000, *Cahiers économiques*, n° 92, STATEC.

**Boylan, T.A., M.P. Cuddy et I. O'Muircheartaigh** (1980): The functional form of the aggregate import demand equation: A comparison of three European countries, *Journal of International Economics*, Vol. 10, issue 4, November, pp. 561-566.

**Bussière, M., G. Chortareas et R. L. Driver** (2002): Current accounts, net foreign assets and the implications of cyclical factors, *Bank of England, Working paper* n° 173, December.

**Bussière, M., M. Fratzscher et G. J. Müller** (2004): Current account dynamics in OECD and EU acceding countries: An intertemporal approach, *European Central Bank, Working paper* n° 311, February.

**Dornbusch, R.** (1988): The adjustment mechanism: theory and problems, in N.S. Fieleke ed., *International payments imbalances in the 1980's*, Federal Reserve Bank of Boston, pp.195-225.

**Duttgupta, R. et A. Spilimbergo** (2004): What happened to Asian exports during the crisis? *IMF Staff Papers*, Vol. 51, n° 1.

**Feldstein, M.** (1992): The budget and trade deficits aren't really twins, *NBER-Working Paper*, n° 3966.

**Gagnon, J. E.** (2003): Long-run supply effects and the elasticities approach to trade, Board of governors of the Federal reserve system, *International finance discussion papers*, n° 754, January.

**Gagnon, J. E.** (2003): Productive capacity, product varieties, and the elasticities approach to the trade balance, Board of governors of the Federal reserve system, *International finance discussion papers*, n° 781, October.

**Goldstein, M. et M.S. Khan** (1985): Income and price effects in foreign trade, Chapter 20, in *Handbook of International Economics*, Vol. 2, Fourth impression, 1996, North-Holland, Amsterdam.

**Gosselin, M-A. et R. Lalonde** (2004): Modélisation «PAC» du secteur extérieur de l'économie américaine, *Document de travail* n°2004-3 Banque du Canada.

**Gruber, J. W.** (2000): A present value test of habits and the current account, *Johns Hopkins University*, Working paper, November.

**Hervey, J. L. and L. S. Merkel** (2000): A record current account deficit: causes and implications, *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, PP. 2-13.

**Hervey, J. L. and M. A. Kouparitsas** (2000): Should we be concerned about the current account deficit? *Chicago Fed Letter*, Federal Reserve Bank of Chicago, April.

**Houthakker, H.S. and S.P. Magee** (1969): Income and price elasticities in world trade, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LI, n° 2, May, pp.111-125.

**Humpage, O.** (1998): Is the current account deficit sustainable? *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, October.

**Isard, P. et H. Faruqee** (1998): Exchange Rate Assessment Extensions of the Macroeconomic Balance Approach, *IMF Occasional Paper* n°167.

**Khan, M. S., et K. Z. Ross** (1977): The functional form of the aggregate import demand equation, *Journal of International Economics*, Vol. 7, Issue 2, May, pp.149-160.

**Krugman, P. R.** (1989): Differences in income elasticities and trend in real exchange rates, *European Economic Review*; 33(5), pp. 1031-1046.

**Krugman, P. R.** (1991): Has the adjustment process worked? *Policy Analyses in International Economics*, n° 35, February, PP. 159-192.

**Krugman, P. R. and M. Obstfeld** (2001): *Economie internationale*, 3e édition, *Traduction de la 5e édition américaine*, Bruxelles: De Boeck Université.

**McFetridge, D. L.** (1995): La compétitivité: notions et mesures, *Document hors-série* n°5, Industrie Canada, avril, 1995.

**Milewski, F.** (1998): Le commerce extérieur en 1997: après l'exploit, le retrait, *Lettre de l'OFCE*, n° 172, février, 1998.

**Murata, K., D. Turner, D. Rae and L. le Fouler** (2000): Modelling manufacturing export volumes equations: A system estimation approach, *OCDE, Economics Department Working Papers* n° 235.

**Nivat, D. et J-P. Villetelle** (2002): Le solde structurel des échanges extérieurs, *Bulletin de la Banque de France* n° 103, juillet, pp. 105-119.

**Obstfeld, M. and Rogoff, K.** (1995): The international approach to the current account. In «Gene M. Grossman and Kenneth Rogoff, eds., *Handbook of International Economics*, vol. 3, Amsterdam: North Holland.

**Olivei, G.P.** (2000): The role of savings and investment in Balancing the current account: some empirical evidence from the United states, *New England Economic Review*, July-August 2000, PP.3-14.

**Stock, J. H. et M. W. Watson** (1993): A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, Vol. 61, n° 4, pp. 783-820, July.

**Stockman, A.C.** (1988): On the roles of international financial markets and their relevance for economic policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 20, n°3, pp.531-549, August.

**Tobin, J.** (1987): Are there reliable adjustment mechanisms? *Bank of Japan, Monetary and Economic Studies*, Vol. 5, n° 2, pp.1-13, September