
2. ANALYSES

2.1	Un indicateur d'activité pour le Luxembourg	76
2.1.1	Les séries statistiques	76
2.1.2	Le modèle et les paramètres	77
2.1.3	Performance et prévisions	78
2.2	Présentation désagrégée des finances publiques: application au Luxembourg	80
2.2.1	Introduction	80
2.2.2	Présentation du cadre d'analyse : des soldes bruts des administrations publiques aux soldes structurels	80
2.2.3	Application au Luxembourg	82
2.2.4	Conclusion	89
2.3	Aktuelle Qualitätsmesszahlen zur Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik	90
2.3.1	Überblick und Analyserahmen	90
2.3.2	Messzahlen zur Revisionsanalyse	91
2.3.2.1	Mittlere absolute prozentuale Abweichung (MAPE)	91
2.3.2.2	Mittlere absolute komparative Abweichung (MACE)	92
2.3.2.3	Wurzel der mittleren quadratischen relativen Abweichung (RMSRE)	92
2.3.3	Messzahlen zur statistischen Konsistenz	94
2.3.3.1	Messungen zur internen Konsistenz	94
2.3.3.2	Messungen zur externen Konsistenz	96
2.3.4	Kritische Würdigung und Schlussfolgerungen	97
2.3.5	Literaturverzeichnis	99
2.4	Nicht-technische Zusammenfassung des Arbeitspapiers «Eine Analyse regionaler Pendlerströme in der Europäischen Union»	100

2.1 UN INDICATEUR D'ACTIVITÉ POUR LE LUXEMBOURG¹

Sur l'ensemble de l'année 2006, la croissance se serait établie à 6,2% au Luxembourg (après 4% en 2005). Selon les dernières estimations du STATEC, le PIB aurait progressé de 1,6% au premier trimestre 2007. De fait, l'économie du Grand-duché ne déroge pas à sa règle en continuant à afficher des taux de croissance nettement plus élevés que ceux observés tant au niveau de la zone euro que de ses partenaires frontaliers (voir tableau 1).

Au-delà de ces résultats brillants, il convient de s'interroger sur la position de l'économie luxembourgeoise dans le cycle. En effet, les variations trimestrielles du PIB ne nous permettent pas d'établir un diagnostic particulier, au-delà du constat que l'économie luxembourgeoise se porte bien. En revanche, l'indicateur d'activité de la BCL, qui repose sur un modèle à facteurs dynamiques généralisé, permet d'évaluer d'une manière plus objective les performances relatives de l'activité au Luxembourg. Construit à partir des évolutions du PIB et d'un échantillon de séries économiques et financières,

l'indicateur nous indique si l'activité croît à un rythme inférieur ou supérieur à sa moyenne historique. Enfin, la méthodologie adoptée (modèle à facteurs dynamiques généralisé) permet d'effectuer des projections à l'horizon de plusieurs mois.

La présente analyse est organisée en trois sections. La structure de l'échantillon des séries économiques et financières est brièvement décrite dans la première section. La deuxième section rappelle de manière non formalisée quelques principes généraux et fondamentaux des modèles à facteurs dynamiques généralisés. Dans la section 3, les performances économiques passées du Luxembourg sont discutées, à l'aune des évolutions de l'indicateur. Une attention particulière est accordée aux 6 premiers mois de l'année 2007. Les résultats présentés dans cette analyse ne sont pas exhaustifs mais constituent une introduction à une présentation plus élaborée publiée en fin d'année.

Tableau 1 Variations trimestrielles du PIB

	Belgique	Allemagne	France	Luxembourg	zone Euro
2005-1	-0,2%	0,4%	0,2%	0,5%	0,4%
2005-2	0,4%	0,4%	0,2%	1,8%	0,5%
2005-3	0,6%	0,6%	0,7%	1,2%	0,6%
2005-4	1,0%	0,3%	0,4%	1,8%	0,4%
2006-1	0,8%	0,9%	0,7%	1,5%	0,9%
2006-2	0,7%	1,3%	0,9%	1,2%	0,9%
2006-3	0,8%	0,7%	0,1%	1,5%	0,6%
2006-4	0,7%	1,0%	0,4%	1,8%	0,9%
2007-1	0,7%	0,5%	0,5%	1,6%	0,7%
2007-2	0,6%	0,3%	0,3%		0,3%

Sources: Eurostat, STATEC

2.1.1 Les séries statistiques

L'échantillon de données comprend 98 séries économiques et financières. Il s'agit d'une part du PIB et, d'autre part, de 97 séries mensuelles. Ces dernières fournissent toutes une information particulière sur le Luxembourg. Plus précisément, l'échantillon, comprend: 11 soldes d'opinions issus d'enquêtes de conjoncture; 13 indices de la production industrielle, 10 indices de prix;

15 indices de chiffre d'affaires; 9 séries relatives aux salaires et coûts du travail; 15 séries relatives au marché de l'emploi; 5 séries d'entrées de commandes; 5 séries financières; 4 séries relatives au commerce extérieur; 7 séries de permis de construire et 3 séries de nouvelles immatriculations automobiles.

Sur la période qui s'étend de juin 1995 à mars 2007, les données sont disponibles pour les 98 séries. A partir

¹ Par Muriel Nguijfo-Boyom

d'avril 2007, la disponibilité des données mensuelles reste tributaire des calendriers des organismes en charge de leur publication. A la fin du mois M, on dispose ainsi des données d'enquêtes pour le mois M ainsi que de la plupart des séries financières. D'autres données, par exemple les indices de la production industrielle, sont disponibles plus tardivement (à la fin du mois M, on dispose des observations du mois M-2). Les chiffres du PIB pour le second trimestre 2007, quant à eux, seront disponibles début octobre.

2.1.2 Le modèle et les paramètres

Le modèle à facteurs dynamiques généralisé postule l'existence d'un nombre (Q) réduit de facteurs qui sont à l'origine des variations de chacune des séries individuelles de l'échantillon. Ces facteurs, qui peuvent être vus comme des chocs fondamentaux qui influencent l'ensemble de l'économie, sont supposés expliquer la majeure partie des fluctuations des séries.

Intuitivement, le modèle à facteurs dynamiques généralisé peut être présenté comme suit: on considère un échantillon composé de N séries économiques notées y_{nt} , $n=1, \dots, N$. Les évolutions de chacune de ces séries se décomposent en la somme de deux composantes inobservables: une composante spécifique notée s_{nt} et une composante commune notée c_{nt} . Autrement dit: $y_{nt} = c_{nt} + s_{nt}$. A tout instant et quelle que soit la série considérée y_{nt} , les variations de sa composante commune sont dues exclusivement aux valeurs présentes et passés des Q facteurs f_{qt} , $q=1, \dots, Q$, qui affectent l'ensemble de l'économie:

$$c_{nt} = \sum_{q=1}^Q \phi_{nq}(L) f_{qt}$$

où le polynôme de l'opérateur retard L , $\phi_{nq}(L)$ représente la contribution (en termes de durée et d'ampleur) du facteur f_{qt} aux variations de la série y_{nt} . Ces contributions peuvent s'interpréter comme la sensibilité des séries au choc f_{qt} .

Le modèle repose sur deux hypothèses fondamentales: les facteurs f_{qt} , $q=1, \dots, Q$, sont deux-à-deux

indépendants; et ils sont indépendants des composantes spécifiques s_{nt} . Ces dernières en revanche sont autorisées à être corrélées entre elles.

L'identification et l'estimation du modèle nécessitent un certain nombre d'hypothèses techniques qui sont présentées dans Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (2000). La méthode d'estimation qu'ils proposent, permet en particulier d'estimer pour chaque série la composante commune c_{nt} . Rappelons que grâce à cette dernière, le diagnostic conjoncturel peut être affiné puisque l'attention porte sur les développements majeurs des séries – plutôt que sur des mouvements parfois erratiques. En outre, les séries peuvent être classées suivant le caractère avancé, retardé ou coïncident de leur composante commune par rapport à celle d'une série de référence, comme le PIB par exemple.

Dans le cas présent, $N=98$ séries économiques figurent dans l'échantillon et $Q=3$ facteurs ont été identifiés. Ces trois facteurs synthétisent une part importante de l'information contenue dans l'échantillon de données, puisqu'ils expliquent plus de 60% de la variance totale des 98 séries. Ils permettent également d'expliquer près de 70% des variations du PIB. En considérant le PIB comme série de référence, il apparaît que 16 séries sur 97 peuvent être considérées comme coïncidentes. Il s'agit notamment de l'indice des heures travaillées dans l'industrie totale hors construction (*trapres*), de trois soldes d'opinion issus de l'enquête mensuelle dans l'industrie, à savoir le stock de produits finis (*sto*), les perspectives de production (*pers*), la tendance de la production passée (*tppa*) et de l'indice des prix à la production des biens industriels exportés (*ppi_x*). Les résultats présentés dans le tableau 2 montrent que les trois facteurs expliquent également une part non négligeable de la variance de ces 5 séries. Ces résultats suggèrent que les enquêtes de conjoncture constituent une source d'information privilégiée pour l'analyse conjoncturelle, comme souligné dans de nombreux travaux (Doz et Lengart, 1999; Grenouilleau, 2004).

Tableau 2 Contribution de la composante commune à la variance de certaines séries

Série <i>n</i>	$100 \times \text{Variance}(c_{nt}) / \text{Variance}(y_{nt})$
PIB	68,3
trapres	61,2
sto	48,7
pers	43,9
tppa	54,1
ppi_x	54,1

Sources: STATEC, calculs BCL

2.1.3 Performance et prévisions

L'indicateur d'activité pour le Luxembourg (dans sa version lissée) figure sur le graphique 1. Il a été obtenu à partir des données mensuelles qui étaient disponibles fin août 2007. A ce stade, il convient de faire la distinction entre, d'une part, les valeurs prises par l'indicateur entre juin 1995 à mars 2007 et, d'autre part, entre avril et août 2007. Jusqu'en mars 2007, les valeurs (brutes) prises par l'indicateur peuvent être considérées comme définitives, sous réserve que l'historique des séries utilisées ne soit pas révisé. A partir d'avril 2007, les valeurs (brutes) prises par l'indicateur sont provisoires. En effet, parmi la quasi-centaine de séries utilisées pour la construction de l'indicateur, un certain nombre d'entre elles n'étaient pas disponibles jusqu'en août 2007. Aussi, les cinq derniers points de l'indicateur résultent de projections obtenues en exploitant la structure des matrices de corrélation des séries. Enfin, rappelons qu'un filtre Passe-bande est utilisé pour obtenir la version lissée de l'indicateur qui est reprise dans la graphique. Ce filtre s'apparente à une moyenne mobile sophistiquée qui permet de supprimer les variations de hautes fréquences. Une conséquence de l'utilisation d'un tel filtre est qu'il induit des effets de bord. Plus concrètement, les 12 dernières observations de l'indicateur d'activité (dans sa version lissée) sont susceptibles de varier légèrement lors de la mise à jour suivante.

De la mi-95 à mars 2007, le Luxembourg a connu une alternance de phases d'accélération et de décélération de l'activité qui sont à l'origine des fluctuations de l'indicateur. Ces dernières apparaissent cohérentes avec les faits stylisés de la dernière décennie. Il apparaît ainsi qu'à la fin des années 90, période mondialement faste

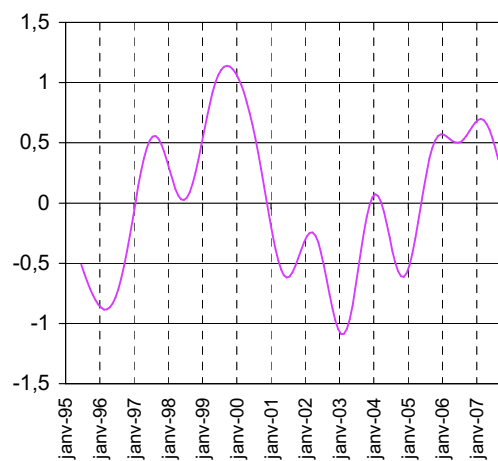
pour le secteur financier, l'activité a évolué suivant des rythmes de croissance exceptionnellement élevés. Le retournement à la baisse de l'activité à la fin de l'année 1999 a débouché sur un ralentissement qui s'est poursuivi jusqu'en janvier 2003. Au cours de ce mois, l'indicateur atteint son minimum absolu. L'ampleur de ce ralentissement s'explique principalement par le contexte international. Au cours de ces quatre années, l'économie luxembourgeoise a fait face à l'effondrement des valeurs technologiques et la quasi-stagnation des indices boursiers plus généralistes (Dow Jones, LuxX, CAC 40 ...) en 2000, aux attentats du 11 septembre, au climat d'incertitude qui a suivi (contexte géopolitique incertain ...) et aux scandales financiers (fraudes et manipulations comptables chez Enron, Worldcom ...) qui ont entraîné dans leur sillage nombre de faillites. Finalement, la reprise amorcée par l'indicateur d'activité au début de l'année 2003 concorde avec le retournement à la hausse des principales places financières.

Depuis la mi-2003, l'activité luxembourgeoise semble installée sur un sentier de croissance quelque peu plus stable que par le passé. L'intervalle de variation de l'indicateur s'est réduit par rapport à ceux observés entre juin 1999 et juin 2003 et, entre juin 1995 et juin 1999. Un autre point intéressant est le suivant: le franchissement du seuil de 0,5 qui a été atteint en fin d'année 2005 n'a pas débouché sur un retournement à la baisse de l'activité dans l'année qui suit comme cela avait été le cas en janvier 1999. La croissance de l'activité est au contraire demeurée dynamique, nettement au dessus de sa moyenne historique (celle-ci équivaut à un rythme de croissance trimestrielle du PIB de l'ordre de 1,1% environ). En juin 2007, l'indicateur évoluait au dessus de 0,5 pour le 21^{ème} mois consécutif (pulvérisant ainsi l'ancien record de 19 mois consécutifs au dessus de ce seuil, en 1999-2000).

Les projections de court terme réalisées à partir du modèle à facteurs dynamiques suggèrent que la croissance de l'activité s'est en moyenne poursuivie à un niveau élevé au cours du second trimestre 2007 – quoique en léger retrait par rapport au premier trimestre. Elles suggèrent aussi qu'aucun ralentissement majeur de l'économie luxembourgeoise n'est attendu avant le second semestre 2007. Ces derniers résultats méritent néanmoins d'être considérés avec prudence en raison de l'incertitude qui règne actuellement sur les marchés financiers.

Graphique 1

L'indicateur d'activité du Luxembourg



Source: Calculs BCL

Bibliographie

Doz C. et Lenglart F. (1999). «Analyse factorielle dynamique: test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie», *Annales d'Économie et de Statistique*, 54, pp. 91-127.

Forni, M., Hallin M., Lippi M. et Reichlin L. (2000). «The generalized dynamic factor model: Identification and estimation», *The Review of Economics and Statistics*, 82(4), pp. 540-554.

Grenouilleau D. (2004). «A Sorted Leading Indicators Dynamic (SLID) Factor Model for short-run Euro-area GDP Forecasting», European Commission Economic Paper 219.

2.2 PRÉSENTATION DÉSAGRÉGÉE DES FINANCES PUBLIQUES: APPLICATION AU LUXEMBOURG¹

2.2.1 Introduction

Les soldes budgétaires structurels revêtent une importance croissante du point de vue de l'analyse économique ou en tant qu'ancrage de l'orientation des politiques budgétaires. Ainsi, les objectifs budgétaires à moyen terme auxquels les Etats ont souscrit dans le cadre du Pacte de Stabilité et de Croissance, réformé sous la Présidence luxembourgeoise de l'Union, sont appréhendés en termes structurels. De surcroît, le Pacte révisé renferme des exigences de consolidation minimales auxquelles doivent se conformer les pays n'ayant pas encore atteint leurs objectifs budgétaires à moyen terme et les pays en déficit excessif. Ces exigences minimales sont également formulées en termes structurels.

La présente analyse vise à présenter un cadre d'analyse «désagrégé», qui s'articule en deux étapes. Il s'agit en premier lieu de dégager les soldes structurels, en extirpant des soldes effectifs des administrations publiques l'incidence des facteurs temporaires, à savoir la conjoncture et les mesures non récurrentes. Une seconde étape consiste à isoler de façon systématique les déterminants des soldes structurels, en particulier sur le versant des recettes. Les tableaux en niveaux et en variations dérivés de la sorte pour le Luxembourg feront l'objet d'un examen détaillé, qui mettra en évidence les différents apports de la nouvelle méthode.²

2.2.2 Présentation du cadre d'analyse: des soldes bruts des administrations publiques aux soldes structurels

Les soldes bruts ou effectifs des administrations publiques sont calculés en conformité avec le système européen de comptes SEC 95 par le STATEC et embrassent trois sous-secteurs, à savoir l'administration centrale, les pouvoirs locaux et la sécurité sociale. L'examen de ces soldes effectifs est riche d'enseignements. Cependant, le message qui s'en dégage est brouillé par deux types de signaux, dont l'impact n'est que temporaire. En premier lieu, les recettes et certaines dépenses subissent l'influence des cycles macroéconomiques. Toutes autres choses égales par ailleurs, les soldes effectifs tendent à s'améliorer lorsque la conjoncture est favorablement orientée et à se détériorer dans le cas contraire. Une

analyse réellement structurelle de l'évolution budgétaire ne peut s'opérer que sur la base de soldes apurés des impacts cycliques, ce qui est la raison d'être d'une méthode développée par l'Eurosystème et actuellement utilisée par la BCL. Cette méthode repose sur cinq indicateurs d'activité.³

En second lieu, les soldes budgétaires effectifs sont affectés par des mesures temporaires. Ces mesures – par exemple une vente de biens immobiliers – exercent un impact sur les soldes budgétaires, mais pour une durée limitée. En vertu d'une convention propre à l'Eurosystème, cette durée ne peut excéder trois ans. Par ailleurs, seules les décisions discrétionnaires des autorités sont assimilées à des mesures discrétionnaires. Les facteurs temporaires qui résultent d'événement hors de la portée des autorités, par exemple les désastres naturels, ne relèvent pour leur part nullement de la catégorie des «mesures temporaires» selon l'acception privilégiée dans la présente analyse.

¹ Analyse rédigée par Muriel Bouchet.

² La méthode, développée au sein de l'Eurosystème, est décrite dans J. Kremer, C. Rodrigues Braz, T. Brosens, G. Langenus, S. Momigliano and M. Spolander, *a disaggregated framework for the analysis of structural developments in public finances*, ecb working paper series n°579, january 2006.

³ C. Bouthevillain, P. Cour-Thimann, G. van den Dool, P. Hernandez de Cos, G. Langenus, M. Mohr, S. Momigliano and M. Tujula, *cyclically adjusted budget balances: an alternative approach*, ECB working paper n°77, september 2001

Tableau 1 Des soldes effectifs aux soldes structurels

<i>Soldes effectifs des administrations publiques</i> (administration centrale, communes, sécurité sociale)		
- <i>impact budgétaire des mesures temporaires</i> (impact sur 3 ans au plus, mesures à proprement parler et non facteurs tels que catastrophes naturelles)		
- <i>composante cyclique des soldes budgétaires</i> Composantes désagrégées calculées pour quatre catégories d'impôt et une dépense au moyen d'élasticités et des écarts des bases par rapport à leurs niveaux tendanciels:		
Impôts:	<ul style="list-style-type: none"> • Impôts directs à charge des ménages (base = emploi et salaire moyen) • Impôts directs à charge des entreprises (base = excédent brut d'exploitation) • Impôts indirects (base = consommation privée) • Cotisations sociales (base = emploi et salaire moyen) 	
Dépense:	<ul style="list-style-type: none"> • Allocations de chômage (base = nombre de chômeurs) 	
Ces composantes sont ensuite agrégées. Le résultat est alors déduit du solde effectif		
= <i>soldes structurels des administrations publiques</i>		
= <i>recettes structurelles</i> Recettes effectives moins composantes cycliques désagrégées calculées pour les quatre catégories d'impôt		
- <i>dépenses structurelles</i> Dépenses effectives moins composante cyclique des allocations de chômage		

Sources: Eurostat, STATEC

Les soldes structurels sont donc obtenus en déduisant des soldes effectifs la composante cyclique et les mesures temporaires. Seuls ces soldes structurels permettent d'apprécier l'évolution fondamentale de la situation budgétaire. Une des nouveautés promues par la présente analyse est la présentation désagrégée des indicateurs structurels de la situation budgétaire des administrations publiques. Pour rappel, la méthode Eurosysteme de calcul des soldes apurés de la conjoncture repose sur l'examen de cinq indicateurs d'activité, à savoir la consommation privée, l'emploi, les salaires moyens, l'excédent brut d'exploitation et enfin le nombre de chômeurs. Pour chacun de ces indicateurs exprimé en base annuelle, des écarts de cycle sont calculés en retranchant du niveau effectif (observé) de l'indicateur la tendance correspondante (inobservée), cette dernière étant inférée au moyen du filtre d'Horlick-Prescott (le coefficient de lissage λ est fixé à 30). La composante cyclique des impôts directs et indirects,

des cotisations sociales et des allocations de chômage est dégagée sur la base de ces écarts de cycle, en appliquant à ces derniers des élasticités estimées de façon économétrique.⁴ A titre d'exemple, la composante cyclique des cotisations sociales est dégagée en multipliant les écarts de cycle relatifs à l'emploi et au salaire moyen par les élasticités correspondantes et en additionnant les résultats de ces deux multiplications. Le niveau structurel des cotisations sociales est obtenu en retranchant des recettes effectives cette composante cyclique. La même procédure est appliquée mutatis mutandis aux autres recettes et à une seule catégorie de dépenses, à savoir les allocations de chômage.

⁴ Préalablement à l'application des élasticités, les écarts de cycle sont exprimés en pourcentages de l'indicateur correspondant. Les composantes cycliques des recettes (ou de la dépense) obtenues par application des élasticités sont forcément exprimées dans la même unité. Elles sont ensuite recalculées en montants absolus.

2.2.3 Application au Luxembourg

Le tableau 2 renferme une première estimation pour le Luxembourg des soldes structurels et de leurs pendants en termes de recettes et de dépenses. Ces indicateurs budgétaires sont exprimés en niveaux et en pourcentages du PIB tendanciel, afin d'atténuer l'incidence du cycle. Ils sont par ailleurs calculés en expurgeant des recettes et dépenses les composantes cycliques et l'impact des mesures temporaires, tels qu'ils ont été estimés par la BCL à l'occasion de ses projections macroéconomiques de juin 2007.

Comme l'indique le tableau, le solde effectif s'est nettement dégradé de 2001 à 2004. L'excédent de 6,1% du PIB enregistré en 2001 s'est en effet mué en un déficit de 1,2% du PIB trois ans plus tard, la détérioration excédant dès lors 7% du PIB. Un certain redressement s'est cependant amorcé en 2005, avec à la clef un retour à l'équilibre en 2006. Selon les projections de juin 2007 de la BCL, les administrations publiques

seraient d'ailleurs en surplus tout au long de la période 2007-2009. La composante cyclique du solde effectif n'explique que très partiellement ces évolutions. Elle n'a en effet contribué à la détérioration budgétaire observée de 2001 à 2004 qu'à raison de 0,8% du PIB, soit seulement un dixième de la dégradation totale enregistrée au cours de cette période. L'impact des mesures temporaires constitue un facteur explicatif plus significatif. Alors que la vente d'une concession à un important opérateur de satellites a donné lieu à une diminution transitoire des dépenses des administrations publiques équivalente à 1,8% du PIB en 2001, le solde de 2006 a au contraire été grevé par l'achat de bâtiments et terrains par l'Etat dans le cadre de la constitution d'une nouvelle société de fret ferroviaire. Comme l'ont annoncé les autorités à l'occasion de la présentation du projet de budget 2007, l'Etat procédera à d'autres acquisitions de terrains en 2007, ce qui induirait par hypothèse une dégradation temporaire du solde à raison de 0,2% du PIB.

Une croissance tendancielle du PIB nominal ramenée à 8% en 2006 aurait donné lieu à des ratios de recettes et de dépenses plus élevés à raison de près de 1% du PIB. Une façon de pallier ce problème consisterait à amender la méthode élaborée par l'Eurosystème, en lissant non seulement la composante réelle du PIB effectif mais également le déflateur, qui s'avère bien plus volatil au Luxembourg que dans les autres pays de l'Union européenne.

Cette source de variabilité de la croissance tendancielle du PIB affecte également l'examen en variations des agrégats structurels, qui est illustré au tableau 3. Une telle analyse incrémentale est cependant moins vulnérable à d'éventuelles révisions a posteriori du PIB, à moins qu'il s'agisse de révisions ponctuelles n'affectant qu'une seule année. Elle permet en outre de procéder à une analyse plus fine des déterminants des recettes. Au tableau 3, l'évolution de ces dernières fait l'objet d'une décomposition en fonction de quatre facteurs:

- Le premier facteur est la variation automatique des recettes, qui résulte d'une élasticité de l'impôt à sa base macroéconomique différente de l'unité. A titre d'exemple, les impôts directs à charge des ménages présentent globalement une élasticité de l'ordre de 1,22 du fait, notamment, de la non indexation des barèmes fiscaux et de la progressivité des taux de taxation.⁶ Il en résulte une augmentation mécanique de la pression fiscale à raison de $(1,22-1) \times 8\%$ du PIB (poids moyen des impôts concernés en 2005 et 2006) $\times 6\%$ (la croissance tendancielle de la base imposable, soit la masse salariale nominale) = 0,1% du PIB par an en moyenne en 2005 et 2006.
- Le second facteur est l'évolution tendancielle de la base imposable macroéconomique. Comme expliqué supra, l'évolution des différents impôts dépend de l'élasticité et du rythme de progression des bases imposables. Or l'augmentation tendancielle des bases peut différer de celle du PIB, soit à la hausse,
- Les mesures récurrentes des autorités constituent le troisième facteur d'évolution des recettes structurelles identifié au tableau 3. Ce dernier met particulièrement en exergue les tranches de 2001 et 2002 de la réforme des impôts directs à charge des ménages, de même que la réduction de l'impôt des sociétés en 2002.⁷ Apparaissent en outre l'impact de la hausse des impôts indirects introduite à partir de 2004, dont le montant cumulé atteindrait 0,8% du PIB à la fin 2007, le rehaussement des cotisations sociales pour soins de santé en nature en 2005 et enfin le relèvement de la contribution dépendance de 1 à 1,4% des revenus de référence au 1^{er} janvier 2007. L'allègement de la taxe d'abonnement en 2002 a quant à lui contribué à réduire le montant des impôts indirects.⁸
- Les autres facteurs d'évolution des recettes sont synthétisés en un seul indicateur résiduel au tableau 3. Ce dernier est simplement égal à la variation du

6 Comme indiqué dans une précédente analyse, publiée à partir de la page 98 dans le Bulletin 2006/2 de la BCL, l'élasticité à la masse salariale de l'impôt sur les traitements et salaires est bien supérieure à 1,22, puisqu'elle serait de l'ordre de 1,9. Cependant, cet agrégat qui constitue les impôts directs à charge des ménages renferme d'autres types d'impôts que l'impôt sur les traitements et salaires. Il s'agit notamment de l'impôt sur les personnes physiques par voie d'assiette – perçu essentiellement sur les bénéfices commerciaux, artisanaux, agricoles et forestiers et sur les revenus des professions libérales – et de l'impôt retenu sur les revenus de capitaux. Chacun de ces deux impôts représentait 14% du total des impôts directs à charge des ménages en 2006, tandis que des prélèvements de moindre importance présentaient au total un poids de 10%. Comme ces impôts égaux à près de 40% de l'ensemble des impôts directs sur les ménages ne dépendent que très faiblement de la masse salariale, les élasticités correspondantes ont été fixées à zéro. L'élasticité pondérée de l'ensemble des impôts directs sur les ménages se limite par conséquent à 1,22, ce qui réduit d'autant les « variations automatiques ».

7 Par hypothèse, l'impact de la réforme de 2002 se fait également sentir en 2003 et en 2004 en raison des traditionnels retards dans l'encaissement des impôts directs à charge des sociétés.

8 La taxe d'abonnement fait en effet partie des impôts indirects (ou plus exactement des « impôts sur la production et les importations ») dans les comptes SEC 95 des administrations publiques.

ratio structurel des recettes diminué des trois facteurs précités. Le résidu dégagé de la sorte regroupe des facteurs tels que les erreurs affectant le calcul des élasticités ou l'impact des mesures récurrentes, l'incidence de facteurs tels que des catastrophes naturelles, une accélération ou décélération soudaine de la perception de certains impôts ou encore une intensification de la fraude ou de l'évasion fiscale. Un facteur additionnel particulièrement important au Luxembourg est l'incidence de l'évolution des prix des actifs, qui affectent directement des catégories d'impôt telles que la taxe d'abonnement ou les droits d'enregistrement. Ce facteur n'influence que partiellement les bases d'imposition macroéconomiques mentionnées au tableau 1 ainsi que les élasticités à ces bases des impôts correspondants. En conséquence, les infléchissements du prix des actifs ne sont que partiellement incorporés à la variation automatique ou à l'évolution tendancielle de la base, de sorte qu'ils se déversent presque intégralement dans le résidu. Les lignes qui suivent vont particulièrement s'attacher à décrire l'évolution des résidus. Ces substrats rassemblent les déterminants les plus volatils de l'évolution des recettes, qui se superposent à la toile de fonds que constituent les trois facteurs «mécaniques» précités.

Les résidus relatifs aux **impôts directs sur les sociétés**, qui regroupent pour l'essentiel l'impôt commercial communal, l'impôt sur le revenu des collectivités et

l'impôt de solidarité dont est grevé ce dernier, sont particulièrement fluctuants. Leur ampleur varie en effet de +1,8% du PIB en 2002 à -1% en 2004 et en 2006. Ils sont relativement difficiles à interpréter au cours des années 2002 à 2004, car ils résultent alors pour l'essentiel de la conjonction de deux phénomènes distincts.⁹ D'une part, les impôts sur les sociétés sont perçus avec des délais à la fois longs et fluctuants au Luxembourg. Un résidu positif peut correspondre à un raccourcissement du délai moyen et un résidu négatif à un allongement. D'autre part, un important allègement fiscal a été mis en œuvre en 2002, ce dont témoigne d'ailleurs le signe négatif dont est assorti le poste «mesures récurrentes» relatif à 2002 et aux deux années ultérieures. Les montants figurant dans ce poste ainsi que leur étalement dans le temps constituent cependant des estimations forcément imprécises. Toute erreur susceptible d'entacher ces estimations alimente le résidu. Il est bien entendu extrêmement difficile d'isoler chacun des deux facteurs précités, qui constituent un inextricable écheveau. Il semble cependant avéré que le fort résidu positif enregistré en 2002 corresponde pour l'essentiel à une accélération dans la perception des impôts sur les sociétés au cours des derniers mois de l'année, comme l'atteste d'ailleurs l'évolution des provisions d'impôt des banques au cours de cette période.

9 L'évolution des résidus peut aussi résulter de divers autres phénomènes de moindre ampleur, par exemple une erreur d'estimation de l'élasticité de l'impôt à l'excédent brut d'exploitation.

Tableau 3 Les soldes structurels et leurs déterminants: variations en pourcentages du PIB

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 p	2008 p	2009 p
Solde non ajusté	0,1	-4,0	-1,7	-1,6	1,0	0,4	0,0	0,6	0,0
Composante cyclique	-0,1	0,4	-0,8	-0,4	-0,2	0,2	0,2	0,1	0,2
Mesures temporaires	1,8	-1,8	0,0	-0,2	0,2	-0,4	0,2	0,2	0,0
Solde structurel	-1,8	-2,7	-0,9	-1,0	0,9	0,6	-0,3	0,3	-0,3
Solde structurel primaire	-1,8	-2,7	-1,0	-1,0	0,9	0,6	-0,3	0,3	-0,2
Recettes structurelles totales	-0,2	-1,5	-1,5	-0,4	0,7	-1,5	-0,4	0,2	-0,2
Impôts directs sur les sociétés	0,6	0,6	-0,8	-1,4	0,1	-1,1	0,1	0,1	0,1
Variation automatique (élasticité)	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1
Evolution tendancielle de la base	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Mesures récurrentes	0,0	-1,0	-0,3	-0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Résidu	0,8	1,8	-0,4	-1,0	0,2	-1,0	0,2	0,1	0,1
Impôts directs sur les ménages	-0,5	-0,8	0,2	0,0	0,7	0,4	-0,4	0,2	0,1
Variation automatique (élasticité)	0,1	0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1
Evolution tendancielle de la base	0,2	0,1	-0,2	0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1	0,0
Mesures récurrentes	-1,1	-0,8	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
Résidu	0,4	-0,2	0,4	-0,2	0,8	0,5	-0,4	0,3	0,0
Cotisations sociales	0,4	-0,3	0,1	0,0	0,0	-0,4	0,1	-0,1	-0,1
Variation automatique (élasticité)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Evolution tendancielle de la base	0,3	0,2	-0,4	0,2	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	0,0
Mesures récurrentes	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,2	0,0	0,0
Résidu	0,1	-0,4	0,4	-0,2	0,2	-0,1	0,1	0,1	-0,1
Impôts indirects	-0,6	-0,8	-0,4	1,0	0,0	-0,7	-0,1	0,0	-0,2
Variation automatique (élasticité)	-0,2	-0,1	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
Evolution tendancielle de la base	0,2	-0,4	-0,4	0,0	-0,2	-0,4	-0,2	-0,1	-0,1
Mesures récurrentes	0,0	-0,3	0,0	0,3	0,2	0,1	0,2	0,1	0,0
Résidu	-0,5	0,0	0,1	0,9	0,3	-0,1	0,0	0,2	0,1
Ensemble des recettes fiscales structurelles	0,0	-1,2	-1,0	-0,3	0,7	-1,8	-0,3	0,2	-0,2
Variation automatique (élasticité)	-0,2	-0,2	-0,4	-0,3	-0,4	-0,3	-0,3	-0,3	-0,2
Evolution tendancielle de la base	0,7	-0,1	-0,9	0,4	-0,7	-0,9	-0,4	-0,4	0,0
Mesures récurrentes	-1,1	-2,1	-0,3	0,0	0,4	0,1	0,5	0,1	0,0
Résidu	0,7	1,2	0,6	-0,5	1,4	-0,7	-0,1	0,7	0,1
Recettes non fiscales	-0,2	-0,2	-0,5	-0,1	0,0	0,3	-0,1	0,0	0,0
Dépenses primaires structurelles	1,6	1,3	-0,5	0,7	-0,2	-2,1	-0,1	-0,2	0,1
Transferts sociaux	1,1	0,6	0,2	0,3	-0,3	-0,8	0,0	-0,1	0,1
dont pensions	0,3	0,2	0,1	-0,2	-0,2	-0,4	-0,1	-0,1	0,0
dont allocations de chômage	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
dont transferts sociaux en nature	0,5	0,0	0,0	0,4	-0,1	-0,2	0,0	0,0	0,0
Subsides	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Rémunération des employés	0,2	0,1	-0,2	0,1	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1	0,0
Consommation intermédiaire	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,2	-0,3	0,0	0,0	0,0
Investissements publics	0,4	0,7	-0,5	-0,6	0,6	-0,5	-0,1	0,0	0,0
Autres	0,0	-0,1	0,1	0,7	-0,5	-0,2	0,2	0,0	0,0

Sources: STATEC, calculs BCL.

Le résidu positif observé en 2001 devrait également correspondre à une accélération du versement des impôts sur les sociétés. Les années 2004 et 2006 présentent quant à elles un résidu fortement négatif, tandis que le résidu positif observé en 2005 est le reflet d'une transaction exceptionnelle imputable à une importante société luxembourgeoise. En l'absence de cette transaction, le résidu aurait été légèrement négatif en 2005 et, par contrecoup, moins négatif en 2006. La persistance de résidus négatifs pourrait trahir l'amoin-drissement progressif des arriérés d'impôt au cours des dernières années, qui résulterait lui-même de l'effet de retard du ralentissement conjoncturel observé de 2002 à 2004 et des importantes accélérations du paiement des impôts enregistrées en 2001 et en 2002. Comme l'attestent des résidus à nouveau positifs de 2007 à 2009, les projections de juin 2007 de la BCL postulent un certain effet de rattrapage, qui découlerait notamment de l'amélioration conjoncturelle survenue à partir de 2005.

Les autres déterminants des impôts directs sur les sociétés sont d'une moindre ampleur que le résidu et tendent en outre à se compenser. L'effet élasticité pénalise plutôt les recettes tandis que la base macroéconomique exerce une influence de sens opposé, généralement de moindre ampleur.

Les **impôts directs sur les ménages** sont nettement moins dominés par les résidus. Comme expliqué ci-dessus, la variation automatique due à une élasticité différente de l'unité est positive, son impact cumulé sur l'ensemble de la période 2001-2006 s'établissant à près de 0,5% du PIB. Ce facteur a cependant été partiellement compensé par une incidence légèrement négative de la base imposable, cette déperdition de recettes étant particulièrement affirmée en 2005 et en 2006 à cause de la hausse de la croissance tendancielle du PIB. En dépit d'un rythme soutenu, la progression tendancielle de la masse salariale est demeurée en retrait, d'où un «effet base» négatif. Cet état de fait devrait perdurer au cours de l'horizon de projection 2007-2009, tout en s'atténuant progressivement. Les mesures récurrentes n'ont quant à elles exercé un impact déterminant qu'en 2001 et en 2002, à l'occasion de la réforme de l'impôt sur les traitements et salaires. L'incidence des mesures serait légèrement

positive en 2007 en raison de l'effet en année pleine de l'instauration de la retenue libératoire de 10% sur les revenus d'intérêt des résidents. Aux dernières nouvelles, cet impact serait plus important qu'estimé au tableau 3. Pour rappel, le tableau constitue une élaboration des projections de juin 2007 de la BCL. Il est par conséquent tributaire des informations disponibles jusqu'alors.

Le résidu des impôts directs sur les ménages présente un signe alterné de 2001 à 2004. Il devient par contre significativement positif en 2005 et en 2006, son importance absolue s'inscrivant nettement à la hausse. Cette évolution reflète la montée en puissance de la composante «impôt retenu sur les revenus de capitaux», qui se compose au premier chef de perceptions sur les dividendes. Cet impôt a connu une progression particulièrement soutenue en 2006 à la faveur des transactions ayant débouché sur la constitution du groupe Arcelor Mittal. Le résidu devrait afficher une valeur négative en 2007, les prélèvements sur les dividendes tendant à se rapprocher de leur niveau d'étiage. Il devrait cependant renouer avec un signe positif en 2008, dans le sillage de la finalisation juridique de la fusion d'Arcelor et de Mittal – le nouveau groupe étant établi à Luxembourg.

Les **cotisations sociales** constituent la catégorie d'impôt la plus aisément prévisible, comme l'indique la décomposition du tableau 3. Les résidus sont en effet relativement faibles et présentent de surcroît une alternance de signes. Sur l'ensemble de la période 2001-2006, le cumul des résidus est d'ailleurs proche de zéro et il en est peu ou prou de même au cours de l'horizon de projection. L'incidence de la variation automatique («effet élasticité») est par ailleurs rigoureusement nulle, car il est supposé que l'élasticité des cotisations à la masse imposable est unitaire. Cette hypothèse paraît raisonnable, puisque les taux de cotisation ne sont pas progressifs et dépendent linéairement des rémunérations.¹⁰ Le véritable moteur de l'inflexion des cotisations est l'évolution de la base macroéconomique, à savoir la masse salariale. Ce déterminant est explicité ci-dessus dans le cas des impôts directs à charge des ménages. Il est d'ailleurs intéressant de constater que la composante «base» relative aux cotisations est strictement proportionnelle à la composante correspondante des impôts à charge des ménages.¹¹ Un tel état de fait

¹⁰ Il existe certes des plafonds et planchers cotisables qui, en théorie, pourraient donner lieu à une élasticité non unitaire. Cependant, ces seuils sont généralement fixés en fonction d'un salaire de référence – le salaire minimum, qui est fréquemment revalorisé. Cet état de fait contribue à limiter l'incidence sur l'élasticité des effets de seuil. Ces derniers ne seraient susceptibles d'affecter l'élasticité qu'en l'absence de toute revalorisation.

¹¹ Les différences de montants résultent du fait que les cotisations sociales constituent un poste de recettes plus important que les impôts directs à charge des ménages.

illustre la cohérence tant de la méthode de décomposition exposée dans la présente analyse que de l'outil de projection.

En dépit de leur importante volatilité intrinsèque, les **impôts indirects** présentent également des résidus relativement réduits. Seules les années 2001 – du fait d'un recul du montant absolu de la taxe d'abonnement – et 2004 constituent des exceptions à cet égard. Ainsi, l'année 2004 présente un résidu positif à raison de 0,9% du PIB. Ce résidu s'explique par l'effet en année pleine de l'installation au Luxembourg de firmes actives dans le domaine du commerce électronique, ainsi que par une évolution favorable des prix des actifs boursiers et immobiliers. A ces exceptions près, l'évolution des impôts indirects est dominée par deux facteurs systématiquement négatifs, à savoir l'effet élasticité – du fait notamment de l'importance des accises forfaitaires, l'élasticité est inférieure à l'unité – et l'incidence de la base, car la consommation privée tend à être moins dynamique que le PIB en termes tendanciels. Ces facteurs systématiquement négatifs ont été partiellement contrés par l'alourdissement de la fiscalité indirecte survenu de 2004 à 2007, qui a particulièrement affecté les produits énergétiques. Comme l'indique le tableau, les projections 2007-2009 s'inscrivent dans la continuité de la période 2001-2006 pour ce qui est de la contribution respective des divers facteurs d'évolution. Le résidu serait quelque peu positif en 2008 et en 2009 en raison de la hausse des cours boursiers retenue dans les projections, qui contribuerait à accroître les recettes imputables à la taxe d'abonnement. Les projections de juin 2007 postulaient des cours boursiers également soutenus en 2007, l'incidence corrélative sur la taxe d'abonnement étant compensée par une stagnation des recettes de TVA induites par le commerce électronique. Les plus récentes informations suggèrent que ces recettes de TVA feront preuve d'un plus grand dynamisme que supposé en juin 2007 en raison du dynamisme du commerce électronique. L'incidence positive sur le résidu pourrait cependant être compensée par l'impact sur la taxe d'abonnement du fléchissement des cours boursiers.

L'analyse désagrégée des évolutions structurelles a permis de mettre en évidence une dérive systématique des **recettes fiscales considérées dans leur globalité**, ces dernières tendant à s'étioler au fil du temps. Elle est imputable à deux facteurs, à savoir la variation automatique liée à l'élasticité et l'évolution tendancielle de la base. Au cours de la période 2001-2006, les deux facteurs conjugués ont contribué à détériorer le solde budgétaire structurel à raison de plus de 3% du PIB, en

dépit de l'absence d'indexation des barèmes de l'impôt sur les traitements et salaires après la réforme fiscale de 2001-2002. De surcroît, les deux mêmes déterminants amputerait les recettes à raison d'un montant additionnel de 1,6% du PIB au cours de l'horizon de projection 2007-2009. Diverses mesures discrétionnaires mises en œuvre de 2004 à 2006, voire en 2007 et 2008, ont permis d'atténuer quelque peu la dérive systématique des recettes. Cependant, de fréquents ajustements à la hausse des taux d'imposition ne sont guère envisageables à moyen terme, d'autant qu'ils pourraient donner lieu à un amoindrissement des bases imposables. A titre d'exemple, l'atténuation du différentiel de prix entre le Luxembourg et les pays voisins serait de nature à limiter les ventes de produits pétroliers, avec à la clef une stagnation des recettes en dépit de taux d'impôt s'inscrivant à la hausse.

La contribution négative des facteurs «élasticité» et «base imposable» a par ailleurs été fréquemment compensée par des résidus positifs au cours de la période 2001-2006. Ces résidus positifs, qui découlent de facteurs ponctuels tels que l'installation au Luxembourg de firmes de commerce électronique ou de l'évolution favorable des prix des actifs, pourraient cependant ne pas perdurer dans le futur ou même laisser la place à des résidus négatifs. Au total, l'analyse laisse transparaître la fragilité des recettes fiscales au Luxembourg. Les **recettes non fiscales** ne sont pas de nature à pallier cette fragilité intrinsèque, du moins si l'on en croit leur évolution sur la période de référence. Une gestion plus dynamique des réserves du régime général de pension permettrait cependant de stabiliser, voire même de renforcer les recettes non fiscales.

La tendance à la diminution structurelle des recettes identifiée ci-dessus requiert une stricte maîtrise des dépenses. Ces dernières font simplement l'objet d'une ventilation par composantes au tableau 3. Les déterminants identifiés sur le versant des recettes ne peuvent en effet s'appliquer aux dépenses. L'identification de ces facteurs requiert en effet l'existence d'équations reliant les différents postes budgétaires à des déterminants endogènes – les bases imposables en ce qui concerne les recettes – via des coefficients d'élasticité. Or les dépenses, qui sont davantage de nature discrétionnaire, ne peuvent faire l'objet d'une telle équation.

Le tableau 3 indique que le ratio des dépenses structurelles primaires a augmenté de près de 1% du PIB au cours de la période 2001-2006 sous l'effet des transferts sociaux. Une nette diminution du ratio se serait certes manifestée en 2005 et surtout en 2006. Cependant,

ce résultat reflète la forte progression du PIB tendanciel au cours de ces deux années, qui est notamment imputable à une progression très soutenue du déflateur. La hausse des dépenses structurelles exprimées en montants absolus a d'ailleurs été élevée au cours de la période 2001 à 2006, puisqu'elle a atteint quelque 8,1% par an en moyenne.

2.2.4 Conclusion

La présente analyse renferme la description d'un mode alternatif de présentation des indicateurs budgétaires, qui repose essentiellement sur une systématisation du concept de soldes structurels. L'analyse en est toujours à un stade préliminaire, l'application d'un cadre standardisé à une petite économie ouverte comme le Luxembourg constituant en effet une gageure. En dépit de maintes difficultés d'application, elle permet pourtant déjà de mieux étayer l'examen des finances publiques. L'analyse permet de dégager non seulement

le solde structurel proprement dit, mais également les agrégats de recettes et de dépenses dont il est la résultante ainsi que leurs composantes. S'y ajoute une mise en évidence des principaux déterminants de ces agrégats, du moins sur le versant des recettes. Cette présentation alternative permet d'accroître la transparence et l'exhaustivité de l'analyse des évolutions budgétaires. Elle constitue en outre un test de cohérence des projections de finances publiques, comme le révèle l'examen des variations résiduelles des principaux impôts. Les résidus peuvent être aisément expliqués sur l'horizon de projection, ce qui souligne la forte cohérence interne des projections. La présentation désagrégée met également en exergue une tendance structurelle à l'amoin-drissement des recettes fiscales, en particulier en ce qui concerne les impôts indirects. Un strict encadrement de l'évolution des dépenses est particulièrement de mise dans un tel contexte.

2.3 AKTUELLE QUALITÄTSMESSZAHLEN ZUR LUXEMBURGER ZAHLUNGSBILANZSTATISTIK¹²

2.3.1 Überblick und Analyserahmen

Die Debatte um Qualität in der Statistik sowie deren Messung geht bereits auf Veröffentlichungen in den späten 80er Jahren zur Qualitätsmessung von Daten zur Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung¹³ zurück, gefolgt von Beiträgen zur Qualitätsmessung in der Zahlungsbilanzstatistik mit Analysen zur statistischen Differenz und Spiegelstatistiken¹⁴. Erste Elemente des heutigen Analyseinstrumentariums finden sich bei Carson/Laliberté (2002) zu den Revisionsanalysen unter Zuhilfenahme von einfachen Streuungsmaßen, sowie in einer international verbindlichen Version bei IWF (2003) zum Data Quality Assessment Framework (DQAF) zur Zahlungsbilanzstatistik. In Europa leisteten die Beiträge des britischen und niederländischen Statistikinstitutes¹⁵ wertvolle Vorarbeit zur Entwicklung von Qualitätsmesszahlen in der Zahlungsbilanzstatistik.

Der seit 1991 vom Europäischen Rat eingesetzte Ausschuss für die Währungs-, Finanz- und Zahlungsbilanzstatistiken¹⁶ beschloss im Januar 2002 die Einrichtung einer interinstitutionellen EZB/Eurostat Arbeitsgruppe, der Task Force on Quality (TF QA), die in weiterer Folge basierend auf den IWF Vorgaben des DQAF konkrete Qualitätsmesszahlen ausarbeitete¹⁷. Die präsentierten Ergebnisse mündeten schließlich in diverse einschlägige Veröffentlichungen der Europäischen Zentralbank (EZB) und einiger nationaler Zentralbanken des Europäischen Systems der Zentralbanken (ESZB)¹⁸. Seit 2005 veröffentlicht die EZB den Anforderungen der Europäischen Richtlinie EZB/2004/15 folgend, einen Qualitätsjahresbericht zur Zahlungsbilanzstatistik, der auf den 5 Dimensionen zur statistischen Qualität aufgebaut ist, wie sie im DQAF angeführt sind. Dies sind die Integrität des Statistikerherstellers, die korrekte Anwendung der statistischen Methodologie, die Richtigkeit und Zuverlässigkeit der Datenquellen, die Zweckmäßigkeit der Statistik, sowie deren Verfügbarkeit und Zugänglichkeit.

Da die theoretische Literatur zur Qualitätsmessung in der Zahlungsbilanz mittlerweile sehr umfangreich

geworden ist, versucht sich die vorliegende Analyse vor allem an letzteren Veröffentlichungen der EZB zu orientieren und nimmt unter Anwendung luxemburgischer Zahlungsbilanzdaten direkt Bezug auf die in diesen (mittlerweile drei) Qualitätsjahresberichten veröffentlichten Messzahlen. Die folgende Darstellung wird sich deshalb auf zwei der fünf IWF Qualitätsdimensionen konzentrieren, wo bislang konkrete Messzahlen im EZB Qualitätsbericht erschienen sind, nämlich Zuverlässigkeit und Zweckmäßigkeit, ohne allerdings die anderen Qualitätskriterien für eine ausgewogene Qualitätsbeurteilung herabwürdigen zu wollen¹⁹. Da der Schwerpunkt dieses Beitrages auf der Präsentation von Messzahlen liegt, muss auch kurz auf deren Berechnungsmethodik eingegangen werden, um anschließend ihre Anwendbarkeit an konkreten Positionen der Zahlungsbilanzstatistik zu illustrieren. Auf eine kurze Abweichungsanalyse des Datenbestandes kann in diesem Zusammenhang allerdings nicht verzichtet werden.

Im Zuge der IWF Qualitätsdimension Zuverlässigkeit werden zunächst Messzahlen zu den Revisionsanalysen dargestellt. Danach wird die Dimension Zweckmäßigkeit an Hand von Messzahlen zur internen und externen Datenkonsistenz erörtert. Eine kritische Würdigung der präsentierten Messzahlen soll schließlich in den Schlussfolgerungen ihren Platz finden. Aus diesem Zusammenhang geht hervor, dass die vorliegende Analyse keineswegs Anspruch auf Vollständigkeit zur Thematik der statistischen Qualitätsmessung erheben kann, sondern vielmehr versucht, das veröffentlichte luxemburgische Zahlenmaterial im Rahmen von bestehenden, im ESZB entwickelten Indikatoren zu bewerten.

In Luxemburg wird seit 2002 eine vollständige Zahlungsbilanzstatistik veröffentlicht, das heißt, dass nunmehr neben einer Leistungs- und Vermögensübertragungsbilanz auch eine Kapitalbilanz publiziert wird. Dies erfolgt in Zusammenarbeit von *Banque centrale du Luxembourg* (BCL) und dem *Service central de la Statistique et des Etudes économiques* (STATEC) gemäß

¹² Von Robert Obrzut. Der Autor bedankt sich bei Germain Stamet (BCL), sowie Guy Schuller und Nico Weyer (beide STATEC) für ihre wertvollen Anregungen.

¹³ Bureau of Economic Analysis (1987) und (1993)

¹⁴ Australian Bureau of Statistics (1996) und Statistics Canada (2000)

¹⁵ u.a. Office for National Statistics (2000) und Keuning/Algera (2001)

¹⁶ Committee for Monetary, Financial and Balance of Payments Statistics (CMFB)

¹⁷ Ausschuss für die Währungs-, Finanz- und Zahlungsbilanzstatistiken (2003)

¹⁸ z.B. Guschwa (2006), Zorzi (2006) und Damia/Aguilar (2006).

¹⁹ Eine kritische Würdigung des EZB Qualitätsberichtes findet sich bei Zorzi (2006).

dem Gesetz vom 28. Juni 2000, in Abänderung des großherzoglichen Dekretes vom 10. November 1944. Es wurde der Beobachtungszeitraum von 2002 bis 2006 gewählt, für den Quartalsreihen veröffentlicht sind. Zugrunde gelegt wurden Quartalsdaten, und nicht etwa Monatsdaten wie beim Qualitätsbericht der EZB, weil für die Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik keine Monatsreihen veröffentlicht sind, und beim Heranziehen von monatlichen Periodizitäten noch wesentliche externe Quelldaten fehlen, die die Abweichungsmaße bei Revisionsanalysen verzerren würden.

2.3.2 Messzahlen zur Revisionsanalyse

Die Revisionsanalyse nimmt direkt Bezug auf die Qualitätsdimension Zuverlässigkeit, wobei als Grundkonzept gilt, dass eine Revision immer mit einer Qualitätsverbesserung einer Zeitreihe einhergeht und deshalb die letzte Ausprägung immer die qualitativ beste ist (endgültige Version). Geringe Revisionsabweichungen werden daher als ein Indikator für Datenstabilität und Zuverlässigkeit der ersten Ausprägung (vorläufige Version) interpretiert. Der EZB Qualitätsbericht beschränkt sich in diesem Sinne auf den Vergleich der ersten und letzten Ausprägung bestimmter Zeitreihen²⁰ und ordnet ausgewählten Positionen der Zahlungsbilanz eine relative Revisionsmesszahl zu²¹.

2.3.2.1 Mittlere absolute prozentuale Abweichung (MAPE²²)

Diese Messzahl wird vor allem zur Bewertung von Bruttoströmen in der Leistungsbilanz verwendet und stellt die durchschnittliche absolute Differenz zwischen der vorläufigen und endgültigen Version einer Ausprägung über einen bestimmten Beobachtungszeitraum dar. Damit lassen sich nicht nur revisionsanfällige Zeitreihen identifizieren, sondern auch im intertemporalen Vergleich eine Stabilitätsentwicklung feststellen, die Aussagen zulässt über die Zuverlässigkeit der Erstpublikation von Datenreihen.

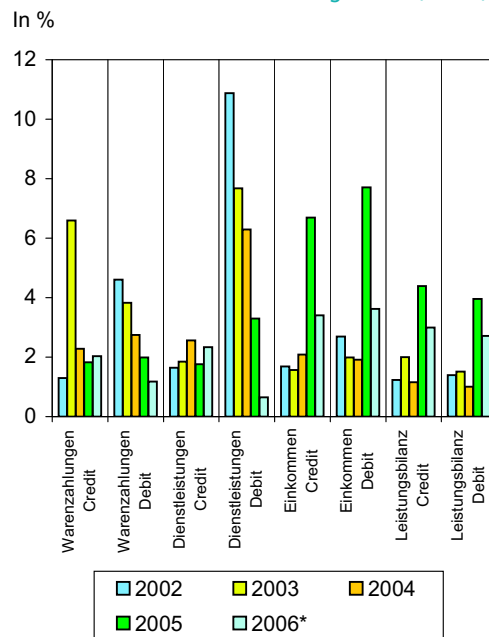
Die Luxemburger Leistungsbilanzdaten weisen mit MAPE Werten von unter 10% im Jahresdurchschnitt eine relativ große Revisionsstabilität aus. Dabei machen die gemessenen Abweichungen zur debitorischen Komponente der Dienstleistungsbilanz auf die erhöhte Revisionsanfälligkeit dieser Zeitreihe in den ersten

Jahren des Beobachtungszeitraumes aufmerksam, allerdings mit zuletzt stark zunehmender Stabilitätstendenz. Ebenso waren die Einkommenspositionen besonders zum 4. Quartal 2005 starken Revisionen ausgesetzt.

Die Warenzahlungen belegen in beiden Komponenten ein stetes Revisionsausmaß, das seit 2004 zunehmend geringer ausfällt. Auch hier bezieht sich die Revisionsanfälligkeit dieser Reihen vor allem auf den Beginn des Beobachtungszeitraumes (2002 und 2003).

Grifik 1

Durchschnittliche jährliche Revisionsabweichungen in den Bruttoströmen der Leistungsbilanz (MAPE)



* Die Messzahlwerte für 2006 beziehen sich nur auf bereits revidierte Zeitreihenausprägungen.

Quelle: BCL, STATEC

²⁰ EZB (2006), S.19

²¹ EZB (2006), S.22

²² Mean absolute percentage error

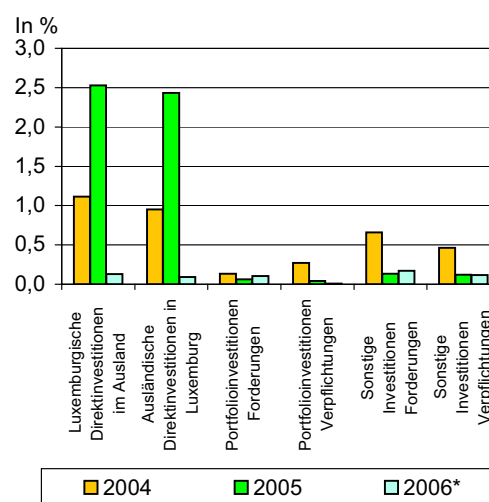
2.3.2.2 Mittlere absolute komparative Abweichung (MACE²³)

Bei Aktiv- und Passivpositionen in der Kapitalbilanz handelt es sich um Nettostromgrößen, die Revisionen mit gegenläufigen Vorzeichen nicht ausreichend erfassen können. Für die Stabilitätsanalyse dieser Positionen ist es deshalb geboten, kompatible Sekundärstatistik mit einzubeziehen. Im Fall der Zahlungsbilanzstatistik ist dies die internationale Vermögensposition. MACE stellt dabei eine geeignete Messzahl dar, um das relative Revisionsausmaß von den entsprechenden Positionen der Zahlungsbilanz bezogen auf die Bestandsgrößen der internationalen Vermögensposition zu beschreiben. Dies erlaubt auch festzustellen, ob eine gewisse Kongruenz zwischen den beiden Statistiken besteht.

In Luxemburg ist die internationale Vermögensposition erst seit 2004 für Quartalszahlen verfügbar, weshalb sich die Analyse auf den Zeitraum 2004-2006 beschränken muss, um interpretierbare Resultate liefern zu können. Während in 2004 im Rahmen der Umstellung der Publikationsfrequenz von Jahres- zu Quartalsreihen in der internationalen Vermögensposition alle Kapitalbilanzpositionen noch starken Revisionen ausgesetzt waren, blieb bedeutende Revisionstätigkeit im Jahr 2005 auf Direktinvestitionen beschränkt. Die Entwicklung der Messzahl bestätigt auch eine zunehmende Kongruenz zwischen den beiden Statistiken.

Grafik 2

Durchschnittliche jährliche Revisionsabweichungen in den Nettostromen der Luxemburger Kapitalbilanz in Bezug auf die internationale Vermögensposition (MACE)



* Die Messzahlwerte für 2006 beziehen sich nur auf bereits revidierte Zeitreihenausprägungen.

Quelle: BCL

2.3.2.3 Wurzel der mittleren quadratischen relativen Abweichung (RMSRE²⁴)

Dies ist eine Streuungsmesszahl, die auf Netto-transaktionen in Leistungs- und Kapitalbilanz angewandt wird. Da Netto- und Saldogrößen wegen der Nichtzuordenbarkeit von entgegen gesetzten Vorzeichen keine sinnvolle Interpretation von Revisionen mehr zulassen, erscheint eine statistische Messzahl, welche Volatilität berücksichtigt, zutreffender.

Bei der Messzahl RMSRE handelt es sich um die Revisionsdistanz zwischen vorläufiger und endgültiger Ausprägung einer Zeitreihe im Verhältnis zu ihrer Volatilität, welche durch die Standardabweichung geschätzt wird²⁵. Die eigentliche Berechnung erfolgt über die Quadratwurzel aus der Relation von quadrierten (durchschnittlichen) Revisionsabweichungen und der Varianz der Zeitreihe (in ihrer endgültigen Version).

²³ Mean absolute comparative error

²⁴ Root mean square relative error

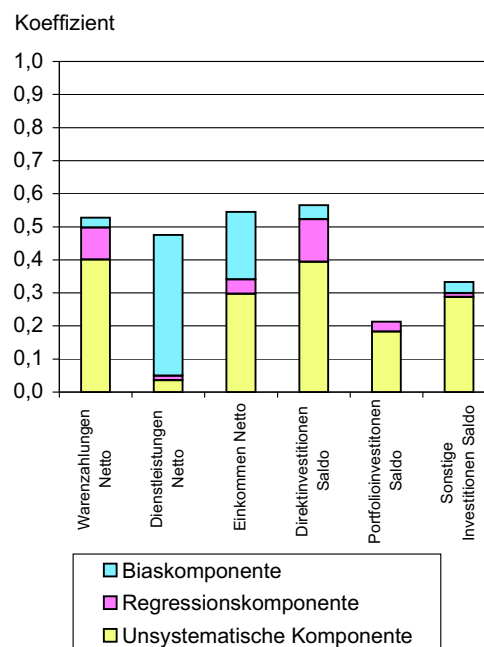
²⁵ In der Annahme gleichmäßiger Streuung um den Zeitreihenmittelwert.

Diese Messzahl bietet darüber hinaus den Vorteil, dass sich mit nur geringfügigen Transformationen eine Bias-, Regressions- und unsystematische Komponente ableiten lassen, welche die Schätzung von systematischen und unsystematischen Abweichungskomponenten zulassen²⁶. Bei der Interpretation der Resultate ist zu berücksichtigen, dass es sich bei dieser Messzahl um einen Koeffizienten handelt, der idealerweise Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann, aber auch Werte über 1 sind zulässig. Bei einer RMSRE Ausprägung von 0 entspricht die vorläufige der endgültigen Zeitreihenausprägung, d.h. es kam zu keiner Revision. Bei RMSRE von 1 ist die Zeitreihe so volatil wie der Zeitreihenmittelwert, und bei Werten über 1 entsprechend volatiler als der Mittelwert.

Zur Analyse der Volatilität lassen sich Abweichungskomponenten auf Basis der vorläufigen und endgültigen Version ableiten. Bias- und Regressionskomponente beschreiben dabei systematische Abweichungen, welche Bezug auf die Revisionsdistanz (Biaskomponente) bzw. Korrelation (Regressionskomponente) in den Zeitreihen nehmen. Eine hohe Biaskomponente weist demnach auf beständige Niveauunterschiede in den Zeitreihenausprägungen hin, was Nachadjustierungen im Sinne von systematischen Qualitätsverbesserungen widerspiegelt. Eine hohe Regressionskomponente lässt hingegen geringe Korrelation in den Vergleichszeitreihen erkennen und deutet auf intertemporale Informationsasymmetrien hin, welche punktuelle Revisionsaktivität widerspiegeln. Die Restgröße der unsystematischen Abweichung hingegen lässt nur wenig Interpretation zu.

Grafik 3

Revisionsvolatilität von Netto- und Saldostromgrößen in der Luxemburger Zahlungsbilanz (RMSRE), 2002-2006*



* Bei den Berechnungen der Messzahl wurden nur bereits revidierte Zeitreihenausprägungen berücksichtigt.

Quelle: BCL, STATEC

Bei Betrachtung der Netto und Saldostromgrößen in der Luxemburger Zahlungsbilanz über den gesamten Beobachtungszeitraum fallen einerseits das relativ geringe Ausmaß an Volatilität (Messwertausprägungen unter 1), andererseits die Dominanz der unsystematischen Fehlerkomponente auf. Die höchste Messwertausprägung weisen die Direktinvestitionen (0,6) aus, die auf einer stark erhöhten Ausprägung im Jahr 2002 beruht und auf die relativ geringe Korrelation zwischen den Zeitreihen der ersten und der letzten Veröffentlichung hinweist. Dies illustriert die Vielfalt an Datenquellen mit unterschiedlicher Periodizität, die für die Kompilierung dieser Position der Kapitalbilanz erforderlich sind.

Auf Grund der Komplexität der Zahlungsströme vor allem im Hinblick auf die Erfassung von

26 Zur Methodologie der Komponentenberechnung siehe Damia/Aguilar (2006), S. 12-13

Sonderfinanzunternehmen²⁷ lässt sich für die Kompilation von Direktinvestitionen nicht auf eine einzelne Datenquelle zurückgreifen, die bereits zum Zeitpunkt der ersten Veröffentlichung verfügbar wäre. Dies macht häufigere Revisionen mit unsystematischer Frequenz notwendig. So sind beispielsweise Informationen zu Kapitalgründungen bzw. Kapitalerhöhungen von Sonderfinanzunternehmen in Luxemburg, die dem Luxemburger Amtsblatt Mémorial C entnommen werden zum Zeitpunkt der Erstveröffentlichung grundsätzlich nicht verfügbar. Gerade diese Informationsquelle trägt aber wesentlich zur verbesserten statistischen Qualität der betreffenden Position bei.

Die Dienstleistungs-, Einkommens- und Warenzahlungspositionen weisen moderate Messwertausprägungen (0,5) aus, allerdings bei ersteren mit relativ hohem Anteil der Biaskomponente, bei den Warenzahlungen mit Dominanz der unsystematischen Komponente. Die hohe Bedeutung der Biaskomponente in der Erklärung von Abweichungen bei Dienstleistungs- und Einkommensbilanz ist durch starke Niveauunterschiede in den Vergleichszeitreihen in den Jahren 2002-2004 erklärt, was belegt, dass die Zeitreihen in dieser Periode systematischer Revisionsaktivität ausgesetzt waren, z.B. beim Reiseverkehr auf Basis von Umfrageergebnissen²⁸, oder bei den Vermögenseinkommen auf Basis von Schätzungen des Statistikerherstellers.

2.3.3 Messzahlen zur statistischen Konsistenz

Konsistenzindikatoren decken zwei Aspekte ab – den Bereich der internen Konsistenz im Rahmen der Analyse zur statistischen Differenz und den Bereich der externen Konsistenz in Bezug auf vergleichbare Sekundärstatistiken, wie die Außenhandelsstatistik, Bilanzstatistik oder internationale Spiegelstatistiken. Den Indikatoren zur internen Konsistenz kommt dabei die Aufgabe zu, ein qualitatives Maß für die statistische Integrität des Zahlungsbilanzsystems zu liefern. Aus der Saldenlogik des Zahlungsbilanzsystems

bietet sich daher die statistische Differenz als Analyseobjekt an, welche einen ersten Anhaltspunkt für das Ausmaß des „statistischen Fehlers“ liefert. Analysen zur externen Konsistenz zielen dagegen auf die Vergleichbarkeit der Zahlungsbilanzstatistik mit Sekundärstatistiken und ihre internationale Abstimmung ab. Gerade letzterer Aspekt wird durch die multinationale Ausrichtung des ESZB gefördert und gerät zunehmend ins Blickfeld einschlägiger Analysetätigkeit.

2.3.3.1 Messungen zur internen Konsistenz

Rezente Analysen bedienen sich der Messzahlen aus der Revisionsanalyse²⁹, die selbstverständlich auch auf die Zahlungsbilanzposition der statistischen Differenz anwendbar sind. So geradlinig die Aussagekraft dieser Position auf den ersten Blick auch erscheinen mag, so problematisch ist sie bedingt durch ihren Charakter als abgeleitete Restgröße aus der Saldenmechanik des Zahlungsbilanzsystems, welche folglich nicht immer eine eindeutige Identifikation von Fehlerquellen zulässt.

Die Bewertung der statistischen Differenz als Fehlermesszahl erfuhr in den vergangenen Jahrzehnten einen starken Wandel. Während der IWF in der 4. Ausgabe seines Handbuchs zur Zahlungsbilanzstatistik sozusagen als empirische Daumenregel noch empfahl, eine statistische Differenz von mehr als 5% der Brutto-Warenexporte und -importe als bedenklich zu betrachten³⁰, wurde in der 5. Ausgabe des Handbuchs angesichts steigender Prominenz von Kapitalströmen in der Zahlungsbilanzstatistik bereits von quantitativen Bewertungsregeln abgesehen³¹. Die derzeit im Entwurfsstadium befindliche 6. Ausgabe des Handbuchs misst quantitativen Zielwerten kaum mehr Bedeutung zu³². Angesichts der spezifischen Stellung Luxemburgs als internationaler Finanzplatz erscheinen quantitative Vorgaben in Bezug auf Brutto-transaktionen der Leistungsbilanz nicht zielführend. Der EZB Qualitätsbericht misst der Analyse der statistischen Differenz bei der Publikation

27 *Special Purpose Vehicles - dabei handelt es sich um rechtlich selbständige Unternehmenseinheiten internationaler Konzerne mit spezifischen Aufgabengebieten im Rahmen des Konzern-Finanzmanagements, welche zumeist aus Steuereffizienz- oder konzernstrategischen Gründen nicht im Land des Mutterhauses domiziliert sind. Siehe auch STATEC (2005), S. 414.*

28 *STATEC (2005), S.366*

29 *EZB (2006), S.22; Damia/Aguilar (2006), S.14*

30 *IWF (1977)*

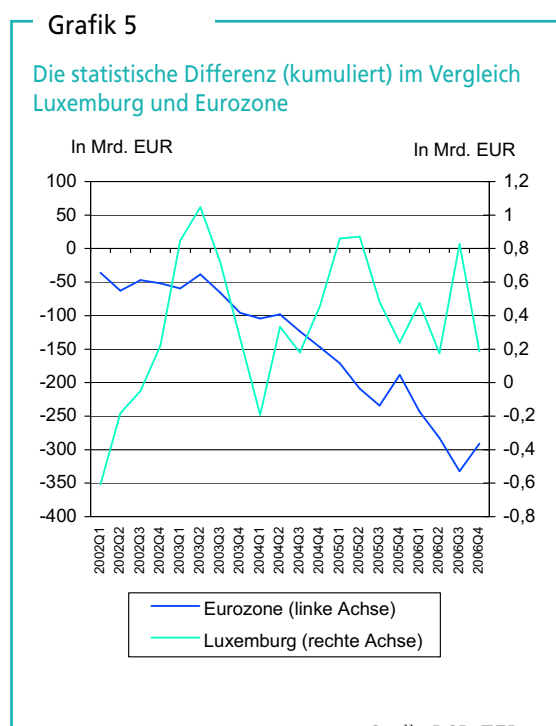
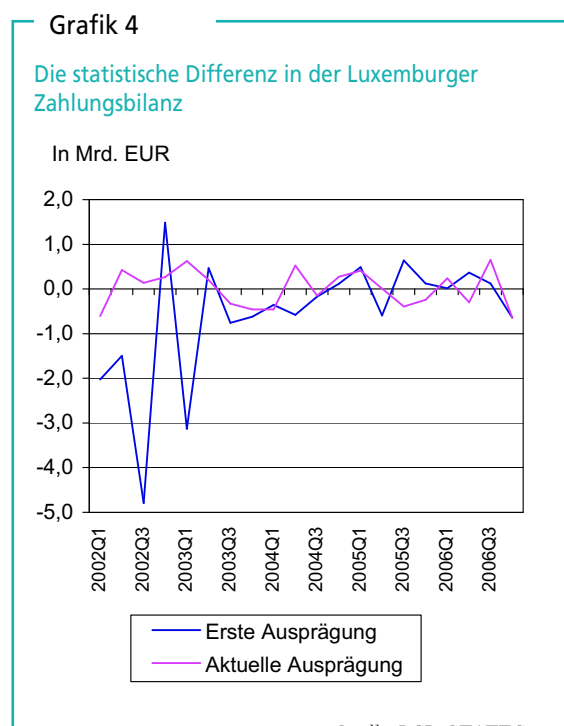
31 *IWF (1993), par.148, S.38*

32 *“While it is not possible to give guidelines on an acceptable size of net errors and omissions, it can be assessed (where possible) by compilers in relation to other items, such as GDP, positions data, and gross flows.” IWF (2007), par.2.27, S.14*

einer Euro-Zahlungsbilanzstatistik hingegen zunehmende Bedeutung zu, und schließt in seiner aktuellen Ausgabe, dass sich bei steigender statistischer Differenz die interne Konsistenz der Euro-Zahlungsbilanzstatistik im intertemporalen Vergleich nicht verbessert hat³³.

gestellte Stabilität der statistischen Differenz lässt sich auch gut mit den zuletzt veröffentlichten kumulierten Werten darstellen.

Während die Luxemburger Zeitreihe kontinuierlich um den Nullwert oszilliert, weisen die entsprechenden Werte der Eurozone einen stark negativen Trend aus.



Die luxemburgischen Zahlen zur statistischen Differenz können diese Erkenntnis nicht bestätigen³⁴. Zwar weisen die erstveröffentlichten Zahlen zur statistischen Differenz größere Schwankungen auf, welche auf höhere Inkonsistenz hinweisen, die aktuellen Zahlen lassen jedoch einen stabilisierenden Trend erkennen. Dieser ist auf den positiven Beitrag der laufenden Kontroll- und Revisionstätigkeit des Statistikerherstellers zurückzuführen. Auch im intertemporalen Vergleich lässt sich dieser Trend zu verbesserter Datenkonsistenz bestätigen nach den ersten Erfahrungen, die man bei der Einführung des statistischen Produktionssystems in Luxemburg machen konnte. Die fest-

Die von Damia&Aguilar präsentierten Abweichungsmesszahlen, die auch in den EZB Qualitätsbericht Eingang gefunden haben, bestätigen für die Luxemburger Daten, dass sich das festgestellte Fehlermaß in der Beobachtungsperiode 2002-2006 wesentlich verringert hat. Sowohl die mittlere absolute Abweichung (AAE³⁵), als auch die daraus abgeleitete Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung (RMSE³⁶) bestätigen einen starken Rückgang der Messzahlwerte von der Erstveröffentlichung zur endgültigen Version der statistischen Differenz³⁷, und belegen damit erhöhte statistische Konsistenz im Zeitverlauf.

³³ EZB (2007), S.18

³⁴ Siehe dazu auch BCL (2004), S.48-51

³⁵ Average absolute error

³⁶ Root mean squared error

³⁷ Eine detaillierte Präsentation siehe bei Damia/Aguilar (2006), S.14

Tabelle 1 Messzahlen zur internen Konsistenz, 2002-2006

	Erste Ausprägung	Aktuelle Ausprägung
AAE (in Mrd. EUR)	0,56	0,04
RMSE (in Mrd. EUR)	1,53	0,39
RMSE (in % gesamten Leistungsbilanz- Bruttostrome)	3,2 %	0,8 %

**) Bei den Messzahlenberechnungen wurden nur bereits revidierte Zeitreihenausprägungen berücksichtigt.*

Quelle: BCL, STATEC.

In der früheren IWF-Tradition der Vorgabe quantitativer Bewertungsrichtlinien schlagen Damia & Aguilar vor, die Messzahl RMSE als relatives Maß auf die gesamten Bruttostrome der Leistungsbilanz zu beziehen³⁸. Obwohl wir die Aussagekraft eines solchen Indikators aus bereits genannten Gründen für die luxemburgischen Daten anzweifeln, lassen sich zumindest Vergleichszahlen mit der Euro-Statistik der EZB berechnen. Während die Euro-Indikatoren zur internen Konsistenz für die Vergleichszeiträume über der 5%-Marke liegen³⁹, weist die Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik auch in der Erstschatzung schon geringere Referenzwerte aus (3,2% bzw. 0,8% in der aktuellen Ausprägung)⁴⁰.

2.3.3.2 Messungen zur externen Konsistenz

Konsistenz lässt sich auch als Dimension zu anderen vergleichbaren statistischen Quellen darstellen. Allerdings erscheinen Messzahlen zur externen Konsistenz auch problematisch. Eine Reduktion der Qualitätsbeurteilung auf die rein quantitative Ebene von Messzahlen würde angesichts unvollständiger Vergleichbarkeit von Sekundärstatistiken mit der Zahlungsbilanzstatistik Inkonsistenzen signalisieren, die eigentlich gar nicht bestehen⁴¹. Aus diesem Grund sei hier auf die hohe Bedeutung von Abweichungsanalysen verwiesen, die immer auch mit Präsentationen von Messzahlen einhergehen müssen, um sinnvolle Interpretation und Schlussfolgerungen zuzulassen. Für die Zahlungsbilanzstatistik bieten sich

die vom STATEC veröffentlichte Außenhandelsstatistik, die Bilanzstatistik monetärer Finanzinstitute, sowie Zahlungsbilanzstatistiken anderer Länder mit Luxemburg (sogenannte Spiegelstatistiken) an.

Wir wollen hier stellvertretend für die Messung der externen Konsistenz Qualitätsmesszahlen zur Außenhandelsstatistik sowie ihre Problematik in der Qualitätsmessung präsentieren.

Eine direkte Konfrontation von Warenumsatztransaktionen aus der Zahlungsbilanzstatistik mit den Warenlieferungen aus der Außenhandelsstatistik lässt gute Übereinstimmung im Zeitverlauf erkennen. Dies ist wenig erstaunlich, da die Außenhandelsstatistik für die Produktion der Handelsbilanz herangezogen wird. Niveauunterschiede können daher nur unterschiedliche methodologische Ansätze oder Erfassungsabgrenzungen widerspiegeln, welche vom Statistikerhersteller bereits gut dokumentiert sind⁴². Angesichts dieser Unterschiede erscheint ein gewisses Ausmaß an externer Inkonsistenz zwischen den beiden Vergleichsstatistiken logisch, ohne dass sich daraus Schlüsse auf Qualitätsprobleme ableiten lassen⁴³.

³⁸ Damia/Aguilar (2006), S.14

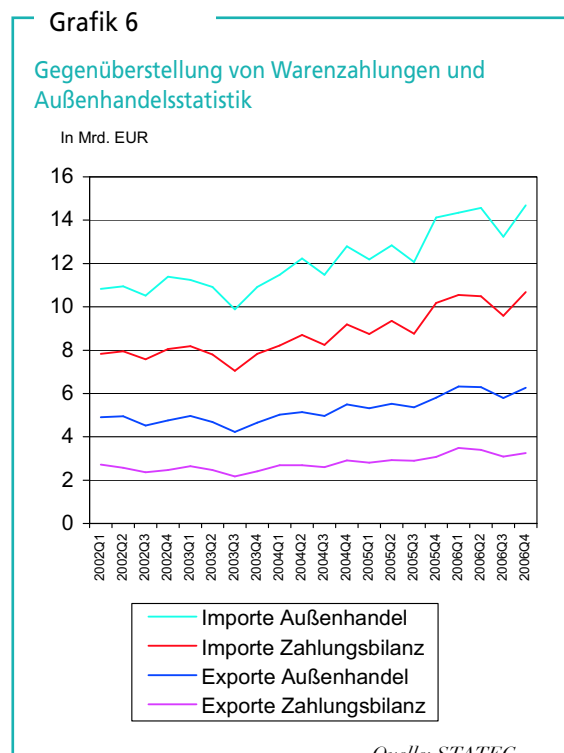
³⁹ EBZ (2006), S.17

⁴⁰ Siehe dazu auch BCL (2004), S.48-51

⁴¹ Zorzi (2006)

⁴² Siehe dazu ausführlich bei STATEC (2005), S. 404-405 zu den unterschiedlichen Erfassungsprinzipien und Praktiken in den beiden Vergleichsstatistiken, wie bei der Erfassung des Treibstoffhandels mit gebietsfremden Transportunternehmen, oder bei mit dem Außenhandel gekoppelten Reparaturleistungen

⁴³ Entsprechende Vorbehalte auch bei Guschwa (2004), S.17



Um methodologische Unterschiede bei der Konzipierung von Qualitätsmesszahlen auszuschließen, empfiehlt der EZB Qualitätsbericht deshalb eine Messzahl, die sich an den Wachstumsraten der Zeitreihenausprägungen orientiert⁴⁴. Mit dieser simplen Messzahl einer relativen Abweichungsdistanz lässt sich Konvergenz einschätzen, ohne dass Unterschiede in den Erhebungsmethoden zu einer wesentlichen Verzerrung der Messzahl führen. Die errechneten Werte für die Luxemburger Daten lassen hier allerdings wenig überraschend eine kohärente Entwicklung beider Statistiken erkennen, so dass auf weitere Grafiken verzichtet werden kann. Über den gesamten Beobachtungszeitraum liegt die relative Abweichungsdistanz im Durchschnitt bei 4,1 %, sowohl bei den Exporten als auch bei den Importen. Dabei können angesichts internationaler Vergleiche Ausprägungen dieser Messzahl unter 10% als durchwegs konsistent eingeschätzt werden.

2.3.4 Kritische Würdigung und Schlussfolgerungen

Die präsentierten Qualitätsmesszahlen stellen einen ersten Versuch dar, das Zahlenmaterial der Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik über den Zeitraum 2002 bis 2006 auf bestimmte Qualitätsmerkmale wie Zuverlässigkeit und Konsistenz hin zu überprüfen. Dabei sei aber angesichts der zu Grunde liegenden Konzepte vor einer Interpretation dieser Messzahlen als Fehlermesszahlen gewarnt⁴⁵.

Die präsentierten Indikatoren zur Revisionsanalyse erlauben auf Grund Ihrer Konzeption eher eine Einschätzung zur statistischen Qualität der Erstveröffentlichungen als der endgültigen Zeitreihen. Revisionsaktivitäten, die mit dem Ziel der Qualitätsverbesserung durchgeführt werden, erscheinen andernfalls durch hohe Messwertausprägungen quasi sanktioniert, wenn man diese als qualitätsminderndes Kriterium einstuft. Diese Praxis birgt längerfristig auch das Risiko des Glaubwürdigkeitsverlustes der Statistik in sich. Die präsentierten Indikatoren zur internen Konsistenz können hingegen als brauchbares Kontrollinstrument für den Statistikerhersteller eingestuft werden, erscheinen allerdings aus Kundensicht schwer interpretierbar. Schließlich wurden am Beispiel der Außenhandelsstatistik Indikatoren zur externen Konsistenz präsentiert, die die Problematik des zu Grunde liegenden Konzeptes der externen Konsistenz illustrieren sollten. Messzahlen zur Außenhandelsstatistik eignen sich demnach nur bedingt als Qualitätsmesszahlen, da sie Unterschiede in den Methodologien und Erfassungsgrenzen zwischen den Vergleichsstatistiken als Qualitätseinbußen interpretieren.

Die derzeit rein quantitative Ausrichtung der Qualitätsziele im EZB Qualitätsbericht spiegelt nur begrenzt die gesamtheitliche Sichtweise des DQAF wider und vermittelt die Illusion der Messbarkeit von Qualität an Hand von wenigen Abweichungs- und Streuungsmaßen. Um Fehlinterpretationen zu verhindern, können deshalb Qualitätsmesszahlen ohne Detailanalysen aus Mikrodatenauswertungen nicht auskommen.

⁴⁴ EZB (2006), S.23

⁴⁵ Wir haben deshalb so weit wie möglich den Begriff „Fehler“ mit „Abweichung“ ersetzt.

Die daraus erlangten Erkenntnisse geben dann erst den Anlass zur eigentlichen Qualitätsverbesserung in der Statistik.

In diesem Sinne wurden bei der nachfolgenden Qualitätsbeurteilung der Luxemburger Zahlungsbilanzdaten die oben genannten Kritikpunkte berücksichtigt. Es lässt sich abschließend feststellen, dass

1. im Allgemeinen die Zeitreihen der Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik unmittelbar nach Einführung des statistischen Produktionssystems in Luxemburg im Jahre 2002 stärkerer Revisionstätigkeit ausgesetzt waren,
2. die Zeitreihen zur Dienstleistungs- und Einkommensbilanz seither systematisch revidiert wurden (Reiseverkehr 2002-2004, Vermögenseinkommen 2002-2003 und 2005),
3. Direktinvestitionen erheblichen unsystematischen Revisionen ausgesetzt waren, die sich aus der mangelnden Verfügbarkeit relevanter Datenquellen zum Zeitpunkt der Erstveröffentlichung erklären lassen,
4. die Zeitreihen der Zahlungsbilanzstatistik durch interne Konsistenz gekennzeichnet sind, was auf den qualitätsverbessernden Beitrag der laufenden Kontroll- und Revisionstätigkeit des Statistikherstellers hinweist,
5. die Zeitreihen zu den Wareneinzahlungen durch externe Konsistenz mit der Außenhandelsstatistik gekennzeichnet sind, und
6. die Messzahlen zur Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik im Vergleich zu den Vergleichsreihen der Eurozone durch ihre moderaten Ausprägungen auffallen, was auf eine relativ hohe Zuverlässigkeit und Konsistenz der Luxemburger Zeitreihen im internationalen Vergleich schließen lässt.

Zusammenfassend zeichnen die Messzahlen ein ganz zufrieden stellendes Bild zur Datenqualität der Luxemburger Zahlungsbilanzstatistik, machen aber auch darauf aufmerksam, dass bei der Erstveröffentlichung bestimmter Zeitreihen zumeist noch wesentliche Informationselemente fehlen, die den bedeutenden Beitrag der laufenden Revisionstätigkeit zur Qualitätsverbesserung unterstreichen.

2.3.5 Literaturverzeichnis

Ausschuss für die Währungs-, Finanz- und Zahlungsbilanzstatistiken (2003), interinstitutionelle EZB-Eurostat Arbeitsgruppe zur Qualität "Interim Report on the Quality Assessment of Balance of Payments and International Investment Position Statistics", Frankfurt a.M./Luxemburg

Australian Bureau of Statistics (1996), "Quality of Australian balance of payments statistics", Canberra

BCL (2004), Bulletin 2004/2 der Banque centrale du Luxembourg

Bureau of Economic Analysis (1987), "Evaluation of the GNP estimates", Washington D.C.

Bureau of Economic Analysis (1993), "Reliability and accuracy of the quarterly estimates of GDP", Washington D.C.

Carson C./Laliberté L. (2002), "Assessing Accuracy and Reliability: A Note Based on Approaches Used in National Accounts and Balance of Payments Statistics", IWF Working Paper, Washington D.C.

Damia V./Aguilar C. (2006), "Quantitative Quality Indicators for Statistics", Occasional Papers No. 54, Europäische Zentralbank, Frankfurt a.M.

Diebold F. (2004), "Elements of Forecasting", 3. Ausgabe

EZB (2005), "Euro Area Balance of Payments and International Investment Position Statistics", Annual Quality Report 2005, Europäische Zentralbank, Frankfurt a.M.

EZB (2006), "Euro Area Balance of Payments and International Investment Position Statistics", Annual Quality Report 2006, Europäische Zentralbank, Frankfurt a.M.

EZB (2007), "Euro Area Balance of Payments and International Investment Position Statistics", Annual Quality Report 2007, Europäische Zentralbank, Frankfurt a.M.

Guschwa S. (2004), "Measuring the quality of balance of payments statistics", European Conference on Quality and Methodology in Official Statistics, Mainz

Guschwa S. (2006), "Outline of a Quality Report for German Balance of Payments Statistics", European Conference on Quality in Survey Statistics, Cardiff

IWF (1977), Balance of Payments Manual, 4. Ausgabe, Internationaler Währungsfonds, Washington D.C.

IWF (1993), Balance of Payments Manual, 5. Ausgabe, Internationaler Währungsfonds, Washington D.C.

IWF (2003), Data Quality Assessment Framework for balance of payments statistics, Internationaler Währungsfonds, Washington D.C.

IWF (2007), Balance of Payments Manual, Entwurf der 6. Ausgabe, Internationaler Währungsfonds, Washington D.C.

Keuning S./Algera S. (2001), "Some elements of a quality framework for CMFB statistics", Statistics Netherlands

Office for National Statistics (2000), "Revisions analysis of initial estimates of key economics indicators and GDP components", in: Economic Trends, No. 556

STATEC (2005), "Les échanges économiques extérieurs du Luxembourg (2002-2005)", Bulletin Nr. 7

Statistics Canada (2000), "Canada's Balance of International Payments and International Investment Position: Concepts, Sources and Products", Ottawa

Zorzi R. (2006), „Indikatoren der Qualität von Statistiken“, Oesterreichische Nationalbank, Wien

2.4 NICHT-TECHNISCHE ZUSAMMENFASSUNG DES ARBEITSPAPIERS „EINE ANALYSE REGIONALER PENDLERSTRÖME IN DER EUROPÄISCHEN UNION“⁵⁴

Trotz weiterführender ökonomischer und politischer Integration ist die Europäische Union immer noch durch sehr niedrige Personenmobilität gekennzeichnet. Das gilt vor allem im Vergleich zu anderen Staaten, wie den USA, Australien, Canada und Japan. Im Jahr 2000 haben nur 225,000 Menschen oder 0,1 Prozent der EU15 Bevölkerung ihre offizielle Adresse von einem in ein anderes Land gewechselt. Nur 4 Prozent sind jemals in einen anderen EU Mitgliedsstaat und weniger als 3 Prozent sind jemals in ein anderes Land außerhalb der Europäischen Union gezogen. In den USA hingegen leben fast ein Drittel aller US Bürger außerhalb des US Staates, in dem sie geboren wurden.

Die geringe grenzüberschreitende Mobilität in der Europäischen Union ist sicherlich zum Teil mit den verschiedenen juristischen, administrativen, kulturellen und sprachlichen Barrieren zu erklären, die dazu führen, dass die Arbeitsmärkte national segmentiert sind. Jedoch selbst wenn man die Mobilität nur auf nationaler Ebene untersucht stellt man fest, dass die Mobilität sehr gering ist. Nur 18 Prozent der gesamten EU Bevölkerung haben jemals in einer anderen Region innerhalb des gleichen Landes gelebt. Ungefähr ein Drittel der Europäer sind innerhalb ihrer Stadt umgezogen und ungefähr ein Viertel ist in eine andere Stadt gezogen, jedoch innerhalb der gleichen Region. Im Vergleich dazu haben allein im Jahr 1999 5,9 Prozent der US Bevölkerung ihren Wohnort zwischen US „Counties“ gewechselt.

Die regionale Arbeitsmobilität in der Europäischen Union wird in der Tat zum Teil so niedrig betrachtet, als dass sie nicht als adäquater Anpassungsmechanismus für regionale Arbeitsmarktungleichgewichte angesehen wird – ein Sachverhalt der auch für das Eurosystem von ausgewiesener Bedeutung ist. Dabei ist es gerade dieser regionale Aspekt, der wichtig erscheint, denn die regionalen Arbeitsmärkte in der Europäischen Union zeichnen sich durch starke Nachbarschaftseffekte aus. Das heißt, die regionale Arbeitsmarktsituation ist sehr eng mit der jeweiligen Arbeitsmarktsituation der benachbarten Regionen verknüpft.

Regionale Mobilität kann jedoch nicht nur durch regionale Migration erreicht werden, sondern auch durch regionale Pendlertätigkeit. Und es scheint in der Tat so zu sein, dass diese zweite Form der regionalen Mobilität auf dem Vormarsch in der Europäischen Union ist. Laut Europäischer Kommission pendeln

jeden Tag im Durchschnitt ungefähr 8 Prozent der Erwerbstätigen zwischen verschiedenen Regionen. Das Ziel der vorliegenden Studie ist es, neue empirische Erkenntnisse über regionale Pendlerströme und seine Determinanten aufzuzeigen. Ein wichtiger Aspekt ist in diesem Zusammenhang, ob regionale Pendlerströme auf regionale Arbeitsmarktungleichgewichte in der zu erwartenden Weise reagieren. Agieren Pendlerströme als ausgleichende Kraft, indem sie den Arbeitskräfteüberschuß in wirtschaftlich schwächeren Regionen und den Arbeitskräftemangel in wirtschaftlich florierenden Regionen reduzieren? Anders ausgedrückt, können regionale Pendlerströme als potentieller Anpassungsmechanismus für regionale Arbeitsmarktungleichgewichte gesehen werden?

Diese Studie versucht anhand eines erweiterten Schwerkraftmodells (gravity model) diesen Fragen nachzugehen. Die Resultate zeigen, dass Pendlerströme mit den Größen der Herkunft- und Zielregionen zunehmen und mit ihrer Entfernung von einander abnimmt. Die empirischen Schätzergebnisse belegen weiterhin, dass die Pendlerströme in der Tat auf Arbeitsmarktungleichgewichte, wie Unterschiede in regionalen Durchschnittslöhnen und Arbeitslosigkeitsraten, in der zu erwartenden Weise reagieren. Des weiteren weisen die Resultate einen positiven Zusammenhang des durchschnittlichen Ausbildungsniveaus und der regionalen Arbeitsmobilität auf.

Geographische Aspekte, die sich jedoch von Land zu Land unterscheiden können, spielen auch eine wichtige Rolle. Ein generell sehr robustes Ergebnis ist, dass Regionen mit einem sehr hohen Urbanisationsgrad Zentren für regionale Einpendler sind und dementsprechend weniger Auspendler als nicht-urbane Regionen haben. Auch erweisen sich Regionen mit einem hohen Spezialisierungsgrad im Dienstleistungsbereich als Regionen mit hohen Auspendlerströmen. Zudem gibt es Unterschiede zwischen landesinneren Regionen, Grenzregionen, Küstenregionen und Regionen, die an eine EU15 Außengrenze stoßen. Diese Ergebnisse sind weniger robust, insgesamt gesehen jedoch pendeln weniger Arbeitnehmer aus Küstenregionen in die Nachbarschaftsregionen als das der Fall ist für landesinnere Regionen. Die EU15 Außenregionen weisen geringere Aus-Pendlerströme auf, was auch durch die sehr viel niedrigeren Einkommen in den neuen EU10 Mitgliedsstaaten bedingt sein dürfte.

⁵⁴ Von Jordan Marvakov und Thomas Mathä

