

Chapitre 2

ANALYSES

2.1	Les soldes budgétaires apurés des mouvements conjoncturels	54
2.1.1	Utilité de soldes apurés de l'incidence de la conjoncture	54
2.1.2	Les principales méthodes de calcul	54
2.1.2.1	Principe général	55
2.1.2.2	La méthode de la fonction de production	55
2.1.2.3	La méthode des composantes non observées	56
2.1.2.4	Méthodes de lissage statistique: le filtre de Hodrick-Prescott (HP)	56
2.1.3	La méthode retenue par la BCL	57
2.1.4	Les soldes corrigés au Luxembourg	58
2.1.5	Les limites de la méthode de la BCL	60
2.2	La production potentielle et l'écart de production au Luxembourg: une revue des méthodes alternatives	61
2.3	Efficacité productive des banques luxembourgeoises: une analyse comparative	64
2.3.1	Introduction	64
2.3.2	La méthodologie des frontières stochastiques	64
2.3.3	Description de l'échantillon utilisé	65
2.3.4	La technique de production des banques: une combinaison libre de trois activités et de trois <i>inputs</i>	66
2.3.5	Résultats	68
2.3.6	Conclusion	70

2.1 LES SOLDES BUDGÉTAIRES APURÉS DES MOUVEMENTS CONJONCTURELS

L'objet du présent article est la description de la méthode appliquée par la BCL pour calculer les soldes budgétaires luxembourgeois corrigés de l'incidence de la conjoncture. L'ensemble de l'article se rapporte aux pouvoirs publics luxembourgeois considérés dans leur ensemble, à savoir l'Etat central, les communes et la sécurité sociale.

Une première section rappelle brièvement l'utilité des soldes corrigés, tandis que la deuxième passe en revue les principales méthodes envisageables, à savoir la méthode de la fonction de production, la méthode des composantes non observées et le filtre de Hodrick-Prescott.

Comme l'établira la troisième section, c'est cette dernière méthode, purement statistique et a-théorique, qui préside au calcul des soldes corrigés luxembourgeois. Elle s'accompagne d'une estimation de l'élasticité des recettes et dépenses budgétaires aux écarts d'activité. La dernière section présente les résultats chiffrés de l'application de cette méthode au Luxembourg.

2.1.1 Utilité de soldes apurés de l'incidence de la conjoncture

L'analyse de la politique budgétaire tend à se focaliser sur l'évolution des soldes nominaux, à savoir sur la différence non ajustée entre les recettes et les dépenses des pouvoirs publics. Cet indicateur présente une incontestable pertinence. A quelques ajustements près, par exemple les recettes de privatisations et les différences de valorisation, ce solde correspond en effet à la variation de l'actif net des pouvoirs publics. En outre, un éventuel déficit peut donner lieu à des difficultés de financement, ce qui illustre l'intérêt de ce concept dans une perspective de gestion de liquidité¹. Les soldes nominaux sont cependant nettement moins éclairants à deux autres égards.

En premier lieu, ils ne permettent pas d'appréhender correctement la situation des finances publiques à un moment donné du temps. Le solde nominal est en effet influencé par les conditions conjoncturelles particulières qui prévalent à ce moment précis. A titre d'exemple, un surplus budgétaire élevé n'est pas

nécessairement le reflet d'une situation budgétaire structurellement saine. Il peut également résulter d'une activité économique plus soutenue qu'à l'ordinaire, qui stimule les rentrées fiscales tout en induisant un fléchissement des dépenses de chômage. En d'autres termes, cet excédent pourrait comporter une dimension conjoncturelle importante, en marge de la composante structurelle. Seule cette dernière est susceptible de révéler l'existence de réelles marges de manœuvre budgétaires. Un surplus qui reposerait sur la seule composante conjoncturelle ne pourrait en aucune manière justifier une orientation plus volontariste de la politique budgétaire, car il est susceptible de s'étioler lorsque survient la phase descendante du cycle conjoncturel.

En second lieu, les soldes corrigés des variations conjoncturelles permettent d'évaluer plus efficacement l'orientation de la politique budgétaire. En l'absence de chocs externes, la variation des soldes corrigés – ou plus exactement des soldes primaires corrigés – donne en effet la mesure des impulsions discrétionnaires nouvelles, tant en termes de recettes que de dépenses. L'ampleur de ces impulsions peut certes être calculée de façon plus précise sur la base d'un catalogue complet des mesures nouvelles adoptées au cours de la période de référence. Mais cette approche requiert un suivi constant des mesures et une évaluation correcte de leur impact budgétaire. En tout état de cause, une telle méthode «directe» est d'application malaisée lorsqu'il s'agit d'étudier des séries de longue période. Le recours aux soldes corrigés constitue alors la seule option réaliste.

Le calcul de soldes budgétaires apurés de l'évolution conjoncturelle ne va cependant pas sans poser diverses difficultés d'ordre méthodologique. Ces dernières sont évoquées dans les lignes qui suivent.

2.1.2 Les principales méthodes de calcul

Le principe général qui préside au calcul des soldes budgétaires corrigés est brièvement décrit. Il apparaîtra que la principale source de divergences méthodologiques est la mesure des écarts de production, qui constitue l'indispensable préalable au calcul des soldes corrigés. Les principales méthodes de calcul des écarts de production sont dès lors passées en revue.

¹ Les soldes budgétaires mentionnés dans cet article ont été élaborés selon la méthodologie du système européen de comptes intégrés (SEC95). Ce concept s'écarte à divers égards de la comptabilité «cash» proprement dite, mais demeure en tout état de cause nettement plus proche de cette dernière que les soldes corrigés.

2.1.2.1 Principe général

Le calcul des soldes budgétaires corrigés de l'impact de la conjoncture s'effectue selon une séquence bien définie. Schématiquement, la première étape vise à décomposer l'évolution économique en une composante tendancielle, qui reflète le niveau «normal» d'activité, et d'autre part une composante purement cyclique, à savoir les «écarts de production» ou «output gaps» fréquemment évoqués dans la littérature économique. Par construction, les écarts de production sont égaux à la différence entre l'activité effective et le niveau tendanciel d'activité. Ils sont négatifs en cas de ralentissement économique et positifs dans le cas contraire.

La seconde étape du calcul des soldes corrigés est le calcul de la composante conjoncturelle des soldes budgétaires. Pour ce faire, la relation entre la conjoncture économique – les écarts de production – et les dépenses ou recettes budgétaires qu'elle est susceptible d'affecter est systématiquement mesurée au moyen de coefficients d'élasticité estimés sur longue période. Les coefficients d'élasticité permettent d'opérer la transition des écarts de production, calculés à l'issue de la première étape, à la composante cyclique du solde budgétaire. Cette dernière est en quelque sorte le pendant budgétaire des écarts de production.

Le solde budgétaire corrigé est simplement égal au solde budgétaire effectif, diminué de la composante conjoncturelle du solde. Le solde structurel, dont il est souvent question dans la littérature spécialisée, requiert en sus la déduction de l'impact d'événements non récurrents, qui échappent au contrôle des pouvoirs publics tout en ne relevant pas des cycles économiques. Les soldes structurels *sensu stricto* ne constituent pas l'objet du présent article.

L'estimation des écarts de production constitue l'étape la plus délicate. La production potentielle, qui sert de base à leur calcul, est en effet une variable non observée, ce qui peut donner lieu à de nombreuses imprécisions. Or toute erreur d'estimation va nécessairement affecter la composante cyclique des soldes. Comme le calcul des soldes corrigés à partir des écarts d'activité pose nettement moins de problèmes méthodologiques, cet aspect n'est abordé en détails que dans la partie 2.1.3, lorsque la méthode utilisée par la BCL est passée en revue.

2.1.2.2 La méthode de la fonction de production

La méthode de la fonction de production est notamment utilisée par l'OCDE et le FMI et elle sera prochainement adoptée par la Commission européenne. Cette méthode consiste à estimer la production potentielle au moyen d'une fonction de production et de séries sur les inputs de production, à savoir le travail et le capital. Si cette méthode présente indéniablement de solides assises théoriques, elle est d'application peu aisée pour au moins trois raisons. En premier lieu, elle exige le choix d'une forme fonctionnelle de la fonction de production. En second lieu, le progrès technique doit être explicitement intégré et la productivité totale des facteurs doit être mesurée, ce qui constitue en soi une lourde tâche. En troisième lieu, le volume des facteurs de production devant être intégré à la fonction de production est le niveau potentiel, soit une variable non observée, et non le niveau effectif. Le calcul de ces niveaux potentiels exige tout d'abord la collecte des séries effectives correspondantes, ce qui engendre de premières difficultés. Le stock de capital est en effet notoirement difficile à calculer, tandis que le nombre de travailleurs disponibles sur le marché du travail peut être négativement affecté par des phénomènes dont les conséquences sont diffuses, comme l'hystérésis. Il reste ensuite à dériver de ces séries effectives le niveau potentiel des inputs. Cette estimation se fait souvent au moyen du filtre de Hodrick-Prescott, ce qui revient à importer les approximations inhérentes à cette méthode purement statistique.

Un dernier inconvénient de la méthode de la fonction de production est plus déterminant encore dans le contexte du calcul de soldes apurés des cycles conjoncturels. Cette méthode débouche en effet sur un résultat peu intuitif, dans la mesure où les composantes cycliques estimées sont généralement négatives. Il en résulte des soldes corrigés systématiquement trop favorables. Une telle caractéristique pourrait compliquer la mise en œuvre du pacte européen de stabilité et de croissance. De nombreuses institutions, comme la Commission européenne, considèrent en effet que l'obligation, mentionnée par le pacte, de présenter «à moyen terme» des soldes budgétaires proches de l'équilibre ou en excédent, doit être interprétée en termes de soldes corrigés. Dans un tel contexte, il paraît discutable de recourir à une méthode qui affecte le niveau même de ces derniers.

La méthode de Hodrick-Prescott décrite ci-dessous donne lieu à des soldes ajustés d'interprétation plus aisée, dont les composantes conjoncturelles tendent à s'annuler sur la période d'observation. Cette propriété constitue un indéniable avantage, dans la mesure où

les soldes effectifs et ajustés sont de toute manière appelés à converger en «steady state» ou, en tout cas, sur l'ensemble d'un cycle conjoncturel.

2.1.2.3 La méthode des composantes non observées

L'activité potentielle et le NAIRU («Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment») peuvent être assimilés aux niveaux d'activité et de chômage compatibles avec la stabilité du taux d'inflation. Ces deux indicateurs constituent tous deux des composantes non observées de séries observables, à savoir l'activité économique et le taux de chômage effectif. La méthode des composantes non observées revient à estimer l'activité potentielle et le NAIRU sur la base de ces variables effectives. Elle consiste à structurer l'espace des variables considérées au moyen de relations économiques telles que la loi d'Okun² ou la courbe de Phillips, et d'équations statistiques qui postulent, par exemple, que les variables non observées se meuvent selon un processus autorégressif avec deux retards. L'estimation du modèle constitué de la sorte requiert le choix de valeurs de départ pour les variables non observées. Il s'agit généralement de la valeur des variables effectives correspondantes, observées au début de la période d'observation. Il reste alors à procéder à l'estimation du modèle, qui s'effectue le plus souvent au moyen de la méthode de la *log likelihood*. Comme à l'accoutumée, l'écart de production nécessaire à l'estimation des soldes budgétaires apurés de l'incidence de la conjoncture est égal à la différence entre l'activité économique effective et le niveau potentiel de l'activité.

La méthode des variables non observées est actuellement utilisée par le FMI et la Réserve Fédérale américaine. La méthode semble cependant présenter moins d'attraits pour l'estimation des soldes budgétaires corrigés. Un premier inconvénient est que la méthode exige un nombre élevé d'observations, même dans l'hypothèse où un seul indicateur d'activité est considéré, par exemple le PIB. Les difficultés et la lourdeur du modèle sous-jacent seraient encore démultipliées si d'autres indicateurs d'activité étaient considérés. Pour

cette raison, la méthode se prête mal au calcul d'effets de composition (voir ci-dessous pour une description de ces effets). Un autre inconvénient majeur est la sensibilité des résultats aux valeurs initiales, qui doivent être assignées aux variables non observées avant l'estimation proprement dite. Une application de la méthode au cas luxembourgeois, à laquelle a procédé la BCL, a produit des résultats similaires à ceux qui résultent de l'application du filtre de Hodrick-Prescott. Comme ce dernier filtre est d'utilisation plus aisée, ce qui permet notamment d'intégrer les effets de composition, la BCL en a fait la pièce angulaire de l'estimation des soldes budgétaires corrigés.

2.1.2.4 Méthodes de lissage statistique: le filtre de Hodrick-Prescott (HP)

La composante conjoncturelle de l'activité économique peut être dégagée au moyen d'un simple lissage statistique des indicateurs d'activité, par exemple la série du PIB. La série lissée est assimilée à la composante structurelle ou tendancielle. Il suffit alors de déduire le niveau tendanciel du niveau effectif de l'activité pour obtenir l'écart de production. La méthode de lissage statistique la plus répandue est la méthode de Hodrick Prescott (HP)³, qui isole la composante conjoncturelle de l'activité en optimisant la formule suivante:

$$\min_{y_t^*} \sum_{t=1}^T \left((Y_t - Y_t^*)^2 + \lambda (\Delta Y_{t+1}^* - \Delta Y_t^*)^2 \right)$$

où Y^* représente le niveau tendanciel d'activité – le *trend* économique à estimer – et Y rend compte du niveau effectif de l'activité. La formule revient à concilier deux exigences contraires, à savoir d'une part un bon ajustement du *trend* aux observations et d'autre part la régularité du *trend*. La première partie de la parenthèse renvoie à la première exigence, car elle représente l'écart entre le niveau d'activité observé et le *trend* estimé. Le second membre de la formule rend compte de l'exigence de régularité du *trend*. Le choix du coefficient λ est d'une importance cruciale, car il traduit l'importance respective qu'accorde l'analyste

2 La loi d'Okun postule l'existence d'une relation stable entre d'une part l'output gap et d'autre part la différence entre le chômage effectif et le NAIRU. La courbe de Phillips rend compte de la relation entre cette dernière différence et le taux d'inflation. Elle intègre généralement des chocs d'offre et une restriction sur la dynamique des prix.

3 Hodrick, R.J., et Prescott, E.C. (1997), «Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation», *Journal of Money, Credit and Banking*, n° 29, pp. 1-16.

aux deux exigences précitées. Un λ élevé revient à privilégier le second terme de la formule. Il en découle un *trend* plus linéaire et des écarts de production plus prononcés. En revanche, un λ peu élevé donnerait lieu à un *trend* dont les contours sont heurtés, qui épouserait dans une large mesure les inflexions à court terme de l'activité économique. Il en résulterait des écarts de production plus faibles.

2.1.3 La méthode retenue par la BCL

Avant 2001, le SEBC ne disposait pas d'un instrument propre permettant d'apprécier la politique budgétaire des Etats membres de l'Union européenne indépendamment de l'incidence de la conjoncture. Un tel instrument n'était en effet pas disponible dans nombre de pays, dont le Luxembourg. En outre, les pays recourant à un tel outil appliquaient des méthodes assez disparates, dont les résultats ne se prêtaient guère à la comparaison. Le SEBC a décidé de remédier à cette situation, en développant une méthode harmonisée de calcul des soldes budgétaires structurels, qui a été appliquée dès 2001. La BCL a contribué à l'élaboration analytique de cette méthode, tout en la mettant en œuvre au niveau luxembourgeois⁴.

La principale originalité de la méthode retenue par la BCL et le SEBC est la prise en compte des effets de composition. Le calcul de la composante conjoncturelle de l'activité économique ne s'effectue en effet pas sur la base d'un indicateur unique, par exemple le PIB. Il a été jugé préférable de mettre en œuvre une approche plus désagrégée, qui repose sur cinq indicateurs d'activité dont l'évolution affecte directement les recettes et dépenses des pouvoirs publics luxembourgeois. Il s'agit des rémunérations moyennes par employé, du volume de l'emploi, du surplus d'exploitation des entreprises, de la consommation privée et enfin du nombre de chômeurs. La méthode de lissage est appliquée à chacun de ces indicateurs d'activité, ce qui permet de calculer des composantes cycliques spécifiques⁵.

Le lissage des cinq séries d'activité précitées s'est effectué sur la base du filtre de HP, où un coefficient λ égal à 30 a été retenu. Il est donc inférieur au λ considéré

par la Commission européenne, qui s'établit à 100. Le choix du SEBC et de la BCL est dicté par la volonté d'intégrer les enseignements les plus récents de la littérature économique, qui suggère en général le choix d'un coefficient relativement bas, souvent proche de 8. Un coefficient peu élevé est en outre plus en phase avec une élémentaire prudence, dans la mesure où il permet de ne pas surestimer la composante cyclique – de ne pas flatter les performances budgétaires structurelles – en période de basse conjoncture, soit au moment précis où un surcroît de vigilance est de mise en matière d'évolution budgétaire.

Une fois les composantes cycliques de l'activité calculées pour les cinq indicateurs d'activité de référence, il reste à mesurer leur incidence sur les recettes et dépenses des pouvoirs publics. Comme tous les postes budgétaires ne sont pas affectés par l'évolution de l'activité économique, il a tout d'abord fallu opérer une sélection des recettes et dépenses susceptibles d'être influencées par l'évolution conjoncturelle. Sur le versant des recettes, il s'agit des cotisations sociales supportées par le secteur privé, des taxes sur les bénéfices des sociétés – soit essentiellement l'impôt commercial communal et l'impôt sur le revenu des collectivités –, des impôts directs collectés auprès des ménages et des impôts indirects. Seules les dépenses liées au sous-emploi ont été considérées sur le versant des dépenses.

Dans une seconde étape, le lien entre ces recettes et dépenses d'une part et d'autre part les cinq indicateurs d'activité précités a fait l'objet d'une étude économétrique. L'élasticité des postes budgétaires de référence aux indicateurs d'activité a été calculée sur la période 1970-2000. Nombre d'élasticités ont été contraintes à la valeur unitaire lorsque le bon sens l'imposait. A titre d'exemple, l'élasticité des cotisations sociales au salaire moyen par employé est nécessairement unitaire, car les cotisations sont calculées sur la base de taux de prélèvement relativement homogènes et non progressifs. Les autres coefficients d'élasticité ont été calculés au moyen d'équations économétriques basées sur le mécanisme de correction d'erreurs. Des données historiques produites par le STATEC ont été utilisées pour ce faire.

⁴ La méthode harmonisée du SEBC est décrite dans le Working Paper n° 77 de la BCE (*Cyclically adjusted budget balances: an alternative approach*, by Carine Bouthevillain, Philippine Cour-Thimann, Gerrit Van Den Dool, Pablo Hernández de Cos, Geert Langenus, Matthias Mohr, Sandro Momigliano and Mika Tujula, September 2001).

⁵ Ces cinq composantes cycliques spécifiques correspondent conceptuellement à l'*output gap* ou écart de production évoqué précédemment dans le cadre de l'utilisation d'un indicateur unique comme le PIB.

Tableau 1 Calcul des coefficients d'élasticité

<i>Elasticité de la catégorie budgétaire suivante:</i>	<i>A l'indicateur d'activité suivant:</i>	<i>Coefficient d'élasticité obtenu (1970-2000)</i>
Impôts directs des ménages	Salaire moyen par employé	1,67
Idem	Nombre d'employés	1,00
Impôts directs des sociétés	Excédent brut d'exploitation	0,73
Impôts indirects	Consommation privée	0,69
Cotisations sociales	Salaire moyen par employé	1,00
Idem	Nombre d'employés	1,00
Dépenses de chômage	Nombre de chômeurs	1,00

Sources: STATEC, calculs BCL

La prise en compte d'indicateurs d'activité plus désagrégés que le PIB permet de capter les effets de composition. L'utilisation du seul PIB revient à supposer que la composition du revenu national demeure constante, ce qui permet de garantir l'existence d'une relation purement linéaire entre le PIB et les postes budgétaires précités. Or les parts des différents facteurs de production peuvent varier de façon significative au cours du temps, et ces évolutions exercent à leur tour un impact autonome sur les recettes fiscales. A titre d'exemple, une hausse du revenu du travail qui découle d'un accroissement des revenus moyens plutôt que d'une augmentation du nombre d'employés est de nature à favoriser les recettes des pouvoirs publics, du fait notamment de la progressivité des impôts sur le revenu des personnes physiques. Une simple comparaison des coefficients d'élasticité présentés aux deux premières lignes du tableau 1 illustre clairement cet effet, qui devrait cependant s'atténuer quelque peu dans le sillage de la mise en œuvre des tranches 2001 et 2002 de la réforme de l'impôt sur les traitements et salaires.

2.1.4 Les soldes corrigés au Luxembourg

Comme l'illustre le tableau ci-après, la composante conjoncturelle des soldes budgétaires mesurée au cours de la période 1990-2004 a oscillé entre - 1,3% du PIB en 1996 et 1,6% du PIB en 1992, ce qui révèle une amplitude de près de 3 points de PIB. La composante cyclique a été systématiquement négative de 1995 à

1999, et positive le reste de la période d'observation. A l'inverse, la composante corrigée a été positive tout au long de la période d'observation, sauf en 1992. Ce résultat illustre la position structurellement favorable des finances publiques luxembourgeoises. Il convient cependant de noter que la marge de manœuvre budgétaire des pouvoirs publics est susceptible de se rétrécir dès 2002. Selon les projections de la BCL, le surplus corrigé passerait en effet de 4,75% du PIB en 2001 à moins d'un pour cent au cours des trois années suivantes.

Cette diminution est imputable à de nouvelles impulsions discrétionnaires. L'ampleur de ces dernières peut être mesurée au moyen de la variation des soldes primaires corrigés, qui permet d'apprécier l'orientation de la politique budgétaire. Cet indicateur doit cependant être interprété avec prudence, car si les soldes corrigés sont apurés de l'incidence de la conjoncture, ils ne sont pas expurgés de l'interférence de facteurs tiers, qui ne relèvent ni de l'activité économique ni de décisions volontaristes des pouvoirs publics. Il peut par exemple s'agir d'une catastrophe naturelle ou d'une épidémie comme la peste porcine. De surcroît, la séparation des composantes conjoncturelles et corrigées repose nécessairement sur des méthodes imparfaites, et est de ce fait entachée de légères imprécisions. Ces dernières affectent bien entendu l'estimation des impulsions discrétionnaires de la politique budgétaire.

Tableau 2 Composantes structurelle et conjoncturelle des soldes et impulsions discrétionnaires (pourcentages du PIB)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Solde nominal	5,18	1,49	0,23	2,10	2,74	2,68	2,05	2,85	3,16	3,77	5,80	5,17	0,73	0,59	1,43
Composante conjoncturelle	0,23	1,12	1,64	0,06	0,31	-0,79	-1,35	-0,73	-0,31	-0,05	0,83	0,41	-0,05	0,10	0,60
Composante corrigée	4,94	0,37	-1,41	2,04	2,43	3,46	3,40	3,58	3,47	3,82	4,97	4,75	0,78	0,49	0,83
Impulsion discrétionnaire		4,63	1,80	-3,46	-0,43	-1,02	0,07	-0,17	0,09	-0,31	-1,11	0,21	3,97	0,32	-0,31
Composante conjoncturelle: recettes	0,20	1,09	1,62	0,05	0,34	-0,76	-1,33	-0,67	-0,28	-0,04	0,82	0,40	-0,05	0,10	0,57
Composante conjoncturelle: dépenses	0,03	0,03	0,02	0,00	-0,04	-0,03	-0,02	-0,07	-0,03	-0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,02
Composante conjoncturelle sans effets de composition	0,18	0,40	0,17	0,12	-0,13	-1,38	-2,07	-0,10	0,13	0,41	1,52	0,62	-0,47	-0,09	0,50
Incidence des effets de composition	0,06	0,72	1,47	-0,06	0,44	0,59	0,72	-0,63	-0,44	-0,46	-0,69	-0,21	0,41	0,19	0,10

Sources: STATEC et BCL.

Ces données se rapportent aux pouvoirs publics luxembourgeois considérés dans leur ensemble (Etat central, communes et sécurité sociale). Elles sont établies en conformité avec le système européen de comptes nationaux SEC95. Les données de 2001 se basent sur les premières estimations SEC95 des soldes de l'ensemble des pouvoirs publics luxembourgeois, effectuées par le STATEC. Les données 2002-2004 sont basées sur des projections effectuées par la BCL.

Les impulsions discrétionnaires sont égales à la variation annuelle des soldes primaires apurés de l'incidence de la conjoncture. Les soldes sont considérés avec un signe négatif. Une impulsion positive renvoie dès lors à une orientation expansionniste de la politique budgétaire, alors qu'à l'inverse une impulsion négative révèle une orientation restrictive.

La variation des soldes primaires corrigés révèle que l'orientation de la politique budgétaire a subi de nombreuses inflexions depuis le début des années 90. A une orientation franchement expansionniste en 1991 et 1992 a succédé une politique nettement plus restrictive de 1993 à 1995 et de 1999 à 2000, les impulsions budgétaires étant pratiquement nulles en 1996, 1997 et 1998. Selon les premières estimations, une certaine inflexion serait survenue en 2001, quand l'impulsion redevient positive à concurrence de 0,2% du PIB. Les prévisions préliminaires de la BCL pour l'année 2002 révèlent une nette accentuation de cette orientation volontariste, puisque l'impulsion budgétaire se monterait à près de 4% du PIB. Il est intéressant de constater que ce dernier chiffre correspond assez précisément à

l'incidence conjointe de la tranche 2002 de la réforme fiscale, de l'accroissement des investissements publics et des transferts sociaux programmés pour 2002 dans la foulée, notamment, de la table ronde sur les pensions (*Rentendäsch*). La réforme fiscale des particuliers et des sociétés ainsi que la réduction de la taxe d'abonnement devraient en effet se traduire par des allègements statistiques équivalents à 2,5% du PIB en 2002. Les nouvelles dépenses sociales devraient se monter à 0,9% du PIB en 2002, tandis que le ratio des investissements publics au PIB progresserait de 0,6%. L'impulsion discrétionnaire estimée sur la base des principales mesures mises en œuvre en 2002 peut dès lors être estimée à 4,0% du PIB, soit pratiquement le montant de l'impulsion dérivée à partir de la méthode de la BCL.

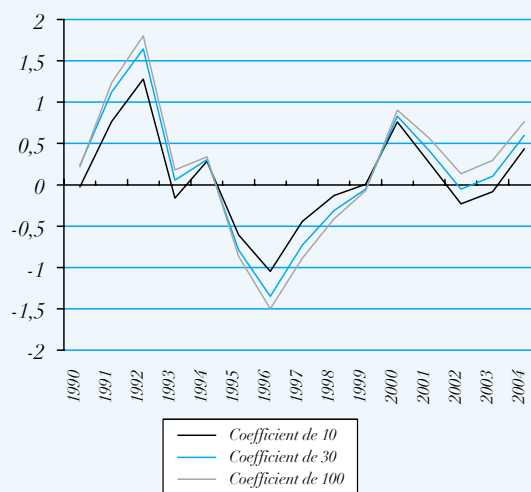
La composante conjoncturelle des soldes est alimentée de façon écrasante par les recettes des pouvoirs publics, qui sont assez exposées aux inflexions conjoncturelles. A l'exception notable des allocations de chômage, les dépenses sont quant à elles relativement insensibles aux mouvements conjoncturels. Du fait de la faiblesse du taux de chômage luxembourgeois, les dépenses liées au sous-emploi n'influencent de surcroît que très marginalement la composante cyclique des soldes.

Les dernières lignes du tableau permettent d'appréhender l'ampleur des effets de composition. Une composante conjoncturelle élaborée sur la seule base du PIB s'écarte parfois sensiblement de la composante similaire, estimée par la BCL en y incorporant les effets de composition. Ces effets tendent certes à se neutraliser mutuellement sur une longue période, mais ils peuvent revêtir une importance considérable à court terme, comme l'attestent les deux cas opposés de 1991-1992 et 2000. Les indicateurs économiques précités, au premier rang desquels l'emploi, se sont accrus à un rythme moins élevé que celui du PIB en 2000. Dans un tel contexte, le recours au seul PIB comme indicateur d'activité aurait induit une surestimation de la composante cyclique des soldes budgétaires. Par voie de conséquence, le surplus corrigé aurait été en retrait du solde estimé par la BCL. Un phénomène similaire mais de direction opposée a prévalu, *mutatis mutandis*, en 1991 et 1992, sous l'impulsion d'une nette accélération de la croissance des salaires. Les biais induits par la non-prise en compte des effets de composition pourraient fausser la perception de l'orientation de la politique budgétaire. Ainsi, le surplus primaire calculé à partir du seul PIB s'accroît légèrement en 2001, ce qui semble signaler une politique restrictive. La prise en compte de l'effet de composition signale qu'il n'en est rien, l'impulsion étant au contraire positive à raison de 0,2 point de PIB.

2.1.5 Les limites de la méthode de la BCL

La méthode utilisée par la BCL n'est bien entendu pas exempte de défauts. Le caractère apparemment arbitraire du choix du λ ne constitue pas un inconvénient majeur. Comme l'indique le graphique ci-après, l'application d'un coefficient de 100 – à l'instar de la Commission – n'altérerait pas significativement la composante cyclique des soldes dans le cas particulier du Luxembourg. De même, le recours à un λ inférieur, égal à 10, n'affecterait guère les résultats d'ensemble.

GRAPHIQUE 1
COMPOSANTE CYCLIQUE DES SOLDES
BUDGÉTAIRES AU LUXEMBOURG



Sources: STATEC et BCL

Le «end-point problem» constitue un autre problème potentiel. Lors de l'estimation du *trend* et de la composante conjoncturelle, le filtre de HP tend en effet à attribuer moins d'importance aux observations les plus récentes. Afin de pallier cet inconvénient, la méthode retenue prolonge la série d'observations jusqu'en 2007, en procédant à une prévision du niveau futur des indicateurs d'activité. Cette pratique permet en principe de pallier le problème des observations extrêmes, mais sa robustesse dépend de la qualité des prévisions effectuées. Une éventuelle erreur de prévision se répercuterait en effet sur les composantes cycliques estimées tout au long de la période d'observation. Diverses analyses de sensibilité auxquelles a procédé la BCL révèlent cependant que ce problème reste assez circonscrit.

Enfin, l'utilisation du filtre de HP n'est pas indiquée lorsqu'une rupture structurelle du *trend* économique se produit. Le filtre tend alors à étaler l'impact de la rupture sur l'ensemble de la période d'observation, ce qui biaise le niveau et la pente du *trend* estimé.

Toutes ces insuffisances potentielles doivent être présentes à l'esprit lors de l'interprétation des soldes corrigés. Ces derniers n'en constituent pas moins un outil d'analyse précieux, qui permet notamment d'évaluer l'orientation de la politique budgétaire indépendamment des interférences conjoncturelles.

2.2 LA PRODUCTION POTENTIELLE ET L'ÉCART DE PRODUCTION AU LUXEMBOURG: UNE REVUE DES MÉTHODES ALTERNATIVES⁶

Ces dernières années, la croissance au Luxembourg a été spectaculaire. Dans quelle mesure le ralentissement en cours représente un retour à une situation d'équilibre? Cette question peut être abordée à l'aide du concept de la production potentielle. Celle-ci représente le plus haut niveau de production possible sans entraîner de tensions inflationnistes sur les marchés des facteurs. A court terme, il est possible de dépasser le niveau potentiel en réduisant les stocks, en ayant recours aux heures supplémentaires ou en utilisant le capital à sa capacité maximale, c'est-à-dire sans tenir compte des interruptions nécessaires pour la maintenance, les réparations et la mise à jour des technologies. Mais un niveau de production au-delà du potentiel entraîne des coûts supplémentaires qui donnent une impulsion à l'inflation des prix. Si l'inflation s'accélère, la croissance économique doit ralentir pour pouvoir maîtriser les prix. Quand la production descend à un niveau inférieur à son niveau potentiel, des ressources sont libérées sur les marchés des facteurs, réduisant la pression sur les prix.

Le niveau potentiel de production varie à travers le temps en fonction du progrès technologique, de la disponibilité de la main-d'œuvre et des réformes structurelles améliorant l'efficacité des marchés des biens, de l'emploi et des capitaux. C'est ainsi que la variable d'intérêt est généralement l'écart de production (*output gap*), c'est-à-dire l'écart entre la production réelle et la production potentielle, exprimé en termes de pourcentage de cette dernière.

Cette contribution décrit plusieurs méthodes pour l'estimation de la production potentielle (l'écart de production) et présente les résultats relatifs à l'économie luxembourgeoise à l'aide de données annuelles. Ensuite, les différentes estimations de l'écart de production sont comparées et évaluées en termes de leur pertinence pour expliquer l'évolution de l'inflation au Luxembourg.

Les différentes méthodes pour estimer l'écart de production peuvent être séparées en deux grandes catégories. D'un côté, il existe plusieurs méthodes univariées qui décomposent la production en tendance et en cycle en utilisant uniquement l'information disponible dans l'évolution passée de la série sous question.

D'autre part, il existe plusieurs méthodes multivariées qui considèrent aussi l'information dans d'autres séries temporelles. Ainsi les méthodes multivariées peuvent recourir à des relations entre variables envisagées par la théorie macroéconomique. Il faut noter que les méthodes univariées aspirent uniquement à extraire une tendance, tandis que les méthodes multivariées prétendent identifier le niveau potentiel de production, c'est-à-dire le maximum compatible avec la stabilité des prix. Les deux concepts peuvent diverger, surtout si les déviations par rapport au niveau de production potentiel ne sont pas symétriques ou si leur moyenne n'est pas égale à zéro sur l'ensemble de l'échantillon considéré.

La tendance linéaire est l'une des premières méthodes pour estimer la production potentielle. Cette méthode adopte l'hypothèse selon laquelle la production potentielle est caractérisée par un taux de croissance constant. Ainsi les résidus d'une régression de la production sur une constante et une tendance déterministe sont identifiés comme les déviations par rapport à la tendance. Cependant, sur des horizons plus longs il n'est pas réaliste de supposer que le taux de croissance de la production potentielle est constant. En effet, pendant les turbulences des années 1970 cette méthode s'est révélée défailante.

Une méthode univariée plus récente, le filtre de Hodrick-Prescott, a l'avantage d'envisager une tendance qui peut changer graduellement à travers le temps. De plus, ce filtre est simple d'application, ce qui a contribué à son succès auprès de la Commission européenne et d'autres institutions internationales. Cependant, l'application de ce filtre nécessite le choix d'un paramètre λ qui détermine le degré de lissage. La valeur optimale de λ varie en fonction de la série à filtrer et des valeurs inadéquates peuvent engendrer des cycles factices. Un autre désavantage du filtre de Hodrick-Prescott est qu'il est incapable de quantifier l'incertitude autour de la tendance estimée. Enfin, sa nature symétrique entraîne un biais à la fin de l'échantillon, ce qui est préjudiciable à la formulation de la politique économique dont les fondements sont basés sur les dernières observations.

Une troisième méthode univariée se base sur les modèles à composantes inobservées (UC pour «unobserved

⁶ Cette contribution est un résumé d'une étude parue dans la série des cahiers d'études de la BCL.

components»). Comme dans les autres méthodes, le point de départ consiste en la décomposition en tendance et cycle, mais les modèles UC fournissent une spécification explicite pour la dynamique suivie par chacune de ces composantes. Harvey et Jaeger⁷ (1993) ont formulé un modèle UC qui est équivalent au filtre de Hodrick-Prescott, mais qui a l'avantage supplémentaire de fournir des intervalles de confiance autour de l'estimation de la tendance. D'ailleurs, les modèles UC peuvent fournir directement des prévisions au-delà de la fin de l'échantillon.

Parmi les méthodes multivariées pour estimer la production potentielle, l'approche par la fonction de production est une des plus anciennes. Cette approche se base sur l'hypothèse selon laquelle la technologie de production peut être représentée par une fonction de production agrégée qui détermine le niveau de la production en fonction des niveaux des facteurs utilisés (généralement le capital et l'emploi). Une fois les paramètres de cette fonction estimés, il est suffisant de fixer les facteurs à leur niveau compatible avec la stabilité des prix, ce qui permet de déterminer le niveau de la production potentielle. La principale difficulté réside dans le choix du niveau des facteurs de production correspondant à l'équilibre. Par exemple, pour le capital une hypothèse est nécessaire quant au niveau «normal» d'utilisation de sa capacité. Par ailleurs, des problèmes statistiques bien connus entourent la mesure du stock de capital, variable qui est indispensable pour cette approche. Quant à l'autre facteur de production, l'emploi, au moins deux hypothèses sont nécessaires. Premièrement, il faut choisir le taux de participation d'équilibre de la population en âge de travailler. Deuxièmement, il faut fixer le niveau du chômage compatible avec la stabilité des prix et des salaires. Enfin, il est aussi nécessaire de poser une hypothèse relative au taux de croissance de la productivité totale des facteurs, à savoir le progrès technique.

Les difficultés qui entourent ces hypothèses sont contournées par les versions multivariées des modèles à composantes inobservées (UC). Kuttner (1994) a enrichi le modèle UC standard en ajoutant une courbe de Phillips reliant l'inflation à la demande excédentaire

(telle qu'indiquée par l'écart de production)⁸. Par rapport aux autres méthodes, cette approche a l'avantage de tenir compte explicitement de l'évolution des prix, ce qui est cohérent avec la définition de la production potentielle compatible avec la stabilité des prix. Apel et Jansson⁹ (1999) ont développé ultérieurement cette approche UC multivariée, ajoutant non seulement la courbe de Phillips mais aussi une loi de Okun reliant les fluctuations de la production avec les fluctuations du chômage. Ce dernier modèle UC multivarié est capable d'estimer simultanément la production potentielle et le taux de chômage d'équilibre (*non-accelerating inflation rate of unemployment* ou NAIRU).

La production potentielle du Luxembourg a été estimée à l'aide de chacune des six méthodes mentionnées, en utilisant des données annuelles couvrant la période 1980-2001 (des données trimestrielles ne sont toujours pas disponibles). L'approche par la fonction de production retenue consiste en une fonction Cobb-Douglas à rendements d'échelle constants. Le niveau d'emploi est décomposé en employés résidents et non-résidents. Le taux de participation des résidents a été calculé en divisant la population active résidente par la population résidente âgée de 15 à 59 ans. Ensuite, l'application du filtre de Hodrick-Prescott a fourni les valeurs «d'équilibre» pour le taux de participation des résidents, le taux de chômage des résidents, le niveau des frontiers et le taux de croissance de la productivité totale des facteurs. Pour le modèle UC multivarié de Apel et Jansson, une mesure du chômage régional a été adoptée en utilisant une somme pondérée des taux de chômage au Luxembourg et dans les régions avoisinantes.

Les six méthodes ont produit des résultats similaires, avec un écart de production moyen (en valeur absolue) qui varie de 0,86% pour la méthode de Kuttner à 2,30% pour la méthode des tendances linéaires. La méthode de Kuttner a produit l'écart le moins volatil tandis que la méthode des tendances linéaires a affiché le plus volatil. Des coefficients de corrélation linéaire ont été calculés pour toutes les combinaisons possibles entre les différentes mesures de l'écart de production. Ces corrélations sont presque toutes positives et statistiquement significatives. Les signes des différentes

7 Harvey, A. et A. Jaeger (1993) «Detrending, Stylised facts and the Business Cycle», *Journal of Applied Econometrics*, 8(3):131-47.

8 Kuttner, K. (1994) «Estimating Potential Output as a Latent Variable», *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3):361-67.

9 Apel, M. and P. Jansson (1999) «Systems Estimates of Potential Output and the NAIRU», *Empirical Economics*, 24:373-88.

mesures de l'écart de production sont statistiquement reliés pour presque toutes les combinaisons de différentes méthodes. L'écart de production qui est calculé selon la méthode des tendances linéaires est l'exception, du fait que son signe n'est pas systématiquement relié à ceux trouvés par les autres méthodes. Pourtant, si on se limite au signe estimé de l'écart de production (sans tenir compte de sa taille), les implications pour la formulation de la politique économique sont identiques pour toute méthode considérée (sauf celle des tendances linéaires).

Afin d'évaluer la pertinence des différentes mesures de l'écart de production pour la prévision de l'inflation, une courbe de Phillips «triangulaire» a été estimée pour chacune de ces mesures. Conformément à nos anticipations, les méthodes UC multivariées de Kuttner et de Apel-Jansson ont produit le meilleur ajustement. Ceci est dû à l'intégration d'une courbe de Phillips dans les systèmes estimés. L'approche par la fonction de production et le modèle UC univarié de Harvey-Jaeger ont produit l'ajustement le plus faible (ces deux méthodes ne tiennent pas compte de l'évolution des prix). Le test Diebold-Mariano a été utilisé pour comparer formellement les prévisions d'inflation sous ces

différentes méthodes. Il en ressort que, dans l'échantillon considéré, seule la méthode de Kuttner fournit des prévisions d'inflation statistiquement plus précises comparativement aux autres méthodes.

Enfin, les informations contenues dans les différentes mesures de l'écart de production ont été comparées à l'aide du concept de l'«encompassing». Selon ce dernier, un modèle est préférable s'il incorpore l'information contenue dans un modèle alternatif. Toutefois, il n'est pas exclu que chacun des deux modèles contienne des informations pertinentes omises par l'autre. Dans ce cas, aucun des deux modèles n'est préféré. Il s'avère que les résultats obtenus par le *simplification encompassing test* (SET) sont souvent insuffisants pour rejeter un modèle d'inflation en faveur d'un autre. Cependant, ce test a privilégié les modèles UC multivariés. Ceci suggère que pour les besoins de prévision de l'inflation au Luxembourg, les mesures de la production potentielle fournies par les méthodes de Kuttner ou de Apel et Jansson soient préférables. Cependant, il faut souligner que l'évolution des prix ne dépend pas exclusivement de l'écart de production et que généralement un éventail d'indicateurs plus large est considéré, y compris des variables disponibles à fréquence plus élevée.

2.3 EFFICACITÉ PRODUCTIVE DES BANQUES

LUXEMBOURGEOISES: UNE ANALYSE COMPARATIVE¹⁰

2.3.1 Introduction

L'évaluation de la performance des firmes bancaires se heurte toujours à de multiples contraintes. Le terme performance en effet couvre plusieurs notions: rentabilité financière, efficacité productive, efficacité d'échelle, productivité totale des facteurs, ... Ainsi, l'aspect de la performance que l'on choisit d'étudier dépendra toujours de l'objectif de la recherche, mais aussi du type de données dont on peut disposer: données agrégées, données en *panel*, nationales ou internationales, etc.

Dans cette contribution, nous avons choisi de comparer la performance du secteur bancaire luxembourgeois, en tant qu'industrie multiproduit, aux performances des secteurs bancaires de cinq pays européens selon le critère de l'efficacité productive (*X-efficiency*).

Le concept d'*X-efficiency*, introduit par Leibenstein (1966)¹¹, est fondé sur l'observation que les organisations n'exploitent pas leurs ressources de façon optimale. En effet, des entreprises en apparence identiques peuvent parvenir à des résultats inégaux en termes de productivité même si elles disposent de la même technologie et de la même combinaison des facteurs de production. Il s'ensuit que les entreprises n'opèrent pas seulement sur les points efficaces situés le long de la frontière de l'ensemble de production. Leibenstein a expliqué ce phénomène par l'existence d'un *input X* distinct des facteurs traditionnels (capital et travail) et qui reflète la qualité de l'organisation ou de la gestion des ressources.

S'il est difficile d'observer le niveau de l'*input X*, il est possible de l'approcher par le concept d'*X-efficiency*. Ceci consiste à situer l'activité d'une entreprise par rapport à la frontière efficace, qu'elle soit de production, de coût ou de profit. Ainsi, pour une combinaison d'*input* donnée, le degré d'*X-efficiency* est le ratio entre le niveau de production observé et le maximum possible. Par conséquent, le degré d'efficacité est limité entre zéro et l'unité, c'est-à-dire que, en l'absence d'inefficacité (gaspillage de ressources), la production observée doit

être située sur la frontière de l'ensemble des possibilités de production. Ainsi, le rapport entre les deux grandeurs est égal à 1.

Trois pays de notre échantillon sont limitrophes de l'Etat luxembourgeois (France, Allemagne, Belgique). Le choix de ces pays est dicté principalement par la présence prépondérante, au Luxembourg, de filiales bancaires issues de ces mêmes pays. L'ajout de la Grande-Bretagne et de la Suisse à l'échantillon s'explique par des aspects relatifs à la concurrence et à la compétitivité entre des banques opérant sur des espaces différenciés. Ainsi, nous voulons savoir si les établissements bancaires luxembourgeois utilisent au mieux leurs possibilités de production, c'est-à-dire si, étant donné les ressources dont ils disposent, ils produisent plus de services que leurs concurrents ou alternativement s'ils peuvent offrir le même niveau de services que leurs concurrents, mais avec moins de ressources. Cet aspect de la performance correspond au concept de l'efficacité productive.

Pour estimer l'efficacité productive d'une entreprise ou d'un ensemble d'entreprises, on peut choisir entre deux grandes familles d'approches: l'approche non paramétrique et l'approche paramétrique¹². Dans ce papier, nous tenons à présenter les résultats du niveau d'efficacité productive de 306 banques européennes dont 74 établissements opèrent au Luxembourg au cours de la période 1995-2000. Les résultats sont issus de l'estimation d'une frontière de coûts paramétrique de type stochastique. Nous présentons également les facteurs exogènes qui peuvent contribuer à expliquer les écarts d'efficacité des secteurs bancaires des pays de notre échantillon.

2.3.2 La méthodologie des frontières stochastiques

L'estimation des frontières de production, de coûts ou de profits est un outil d'analyse permettant d'évaluer l'efficacité productive d'un certain nombre de producteurs opérant dans la même industrie. La fonction frontière est construite sur la base des situations de pro-

¹⁰ Cette contribution est un résumé non technique d'une étude parue dans la série des cahiers d'études de la BCL. Une approche similaire, traitant de la performance du secteur financier luxembourgeois a été adoptée par le FMI dans le cadre de sa mission au Luxembourg. Le contenu «Prospects of Financial Sector: Tax Harmonization and Asset Market Valuation» sera disponible sur le site de la Banque centrale du Luxembourg www.bcl.lu

¹¹ H. Leibenstein (1966): *Allocative Efficiency versus X-efficiency*, *American Economic Review*, 56, 66.392-415.

¹² Voir par exemple: T. Coelli, D.S. Prasada Rao and G.E. Battese (1998): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, London: Kluwer Academic Publishers. et S.C. Kumbhakar and C.A. Knox Lovel (2000): *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.

duction observées. En effet, à partir des observations correspondant à une ou plusieurs entreprises, on peut estimer la frontière de production, de coût ou de profit par inférence statistique. L'efficacité est extraite de l'estimation de ces fonctions par la décomposition du terme de l'erreur en deux composantes. La première est relative aux erreurs d'estimation qui sont distribuées selon une loi normale avec une moyenne nulle et un écart type constant. La seconde est le terme de l'efficacité qui, selon le plan théorique, peut être caractérisé par une multitude de distributions. Différentes hypothèses théoriques ont été adoptées quant à la distribution du terme de l'efficacité: distribution normale, semi-normale, exponentielle, gamma, ... Les paramètres de la fonction sont dès lors estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en spécifiant la distribution du terme de l'efficacité. Cependant, plusieurs auteurs ont montré que les estimateurs obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) sont convergents et asymptotiquement efficaces à la seule exception de la constante. La correction de ce biais se fait en lui ajoutant le moment de premier ordre de la distribution statistique correspondante, dont l'estimation est aisée à partir des résidus obtenus par les MCO.

Cette dernière approche a l'inconvénient de ne pas garantir pour l'ensemble des observations un terme d'ef-

ficacité de signe positif. W.H. Green (1980)¹³ a proposé une autre approche pour remédier à cette contrainte. Elle consiste à corriger la constante par le résidu positif le plus élevé résultant de la régression par les MCO ou en d'autres termes à déplacer la fonction de production moyenne, estimée par les MCO, jusqu'à la frontière déterminée par cette observation extrême. C'est cette dernière approche qui est privilégiée dans les travaux empiriques relatifs à la détermination des frontières des possibilités de production des entreprises.

2.3.3 Description de l'échantillon utilisé

La méthode des frontières stochastiques décrite précédemment a été appliquée à un échantillon de 306 banques observées sur la période 1995-2000. Les données proviennent de 1 414 rapports annuels collectés auprès des établissements concernés. La structure de l'échantillon est illustrée par le tableau 1. La part du total de l'actif des banques considérées dans le total de l'actif bilantaire de chaque pays présente une portion importante de l'actif du secteur bancaire propre à chaque pays. Notons que certaines banques ne sont pas observées sur toute la période 1995-2000. C'est ainsi qu'il existe une divergence entre le nombre d'observations et la multiplication du nombre de banques par le nombre d'années.

Tableau 1 *Structure de l'échantillon*

<i>Taille (actif en milliards d'euros) et nombre de banques par quartile</i>					<i>Part de l'actif dans l'actif total</i>
	<i>Quartile 1</i>	<i>Quartile 2</i>	<i>Quartile 3</i>	<i>Quartile 4</i>	
<i>Pays</i>	<i>[0,017 - 0,886]</i>	<i>[0,886 - 3,399]</i>	<i>[3,399 - 15,70]</i>	<i>[15,70 - 940,3]</i>	<i>%</i>
Luxembourg	15	24	22	13	71,21
Allemagne	14	10	7	23	53,22
Belgique	5	11	6	10	66,24
France	13	26	19	12	65,66
Suisse	15	11	18	4	73,12
UK	2	4	5	17	64,68
Total/Moyenne	64	86	77	79	65,61
Nombre d'observations	271	382	368	393	

Source: BCL

¹³ W.H. Green (1980) : *Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions*, Journal of Econometrics, 13, pp. 27-56.

Plusieurs études empiriques de l'efficacité productive supposent que la technologie de production bancaire est la même à l'intérieur de chaque pays, c'est-à-dire que ces études adoptent une frontière commune pour l'ensemble des banques opérant dans le même pays, sans prendre en considération l'effet «taille» et son interaction avec le processus technologique. D'autres préconisent la prise en compte de la taille, en adoptant l'hypothèse que la technologie est différente d'un pays à l'autre et en adoptant la médiane comme critère de la catégorisation des banques (petites ou grandes) de leur échantillon. Or, le choix d'un tel critère est sujet à de multiples critiques. Celles-ci sont liées à la variabilité de l'actif bilantaire d'une année à l'autre et à l'absence d'une distribution symétrique de la taille des banques de l'échantillon.

Notre point de vue consiste à déterminer une frontière commune à chaque catégorie de banques (petites, moyennes, moyennement grandes et grandes banques) dans l'ensemble des pays de notre échantillon. L'adoption d'une telle approche suppose que la technologie bancaire est semblable pour l'ensemble des banques de la même taille. Cette hypothèse peut être qualifiée de réaliste pour deux raisons:

- A l'exception des banques suisses, l'ensemble des banques de notre échantillon opère au sein de l'Union européenne, c'est-à-dire qu'elles exercent des activités régies en grande partie par des directives communautaires.
- La divergence des tailles des établissements bancaires, même au sein d'un même pays, représente un facteur de différence de technologies bancaires. En effet, les moyens humains et financiers dont disposent les grandes structures bancaires conduisent nécessairement à des pratiques organisationnelles non transposables à des établissements de petites tailles.

2.3.4 La technique de production des banques: une combinaison libre de trois activités et de trois *inputs*

L'estimation des efficacités bancaires exige une définition précise et réaliste de l'*output* bancaire. Or, la mesure d'un service, et plus particulièrement d'un service bancaire, ne va pas sans poser quelques problèmes. Depuis que les économistes ont commencé à analyser les fonctions de coût, de production ou de profits dans

le secteur bancaire, il n'a jamais été possible de trouver un consensus et une mesure vraiment satisfaisants de l'*output*. Il est malaisé d'appréhender l'ensemble du processus de production et de mesurer l'importance de chacune de ses composantes. En outre, on se heurte à la fois à des obstacles pratiques liés, principalement, à l'indisponibilité de données détaillées et à des obstacles théoriques importants. C'est pourquoi le premier but de l'analyse des processus technologiques des établissements bancaires est d'obtenir des indicateurs satisfaisants relatifs à l'*output* bancaire. La nature de l'activité bancaire étant très hétérogène, il semble que les meilleurs communs dénominateurs de la majorité des services offerts soient les dépôts, les crédits et le portefeuille titres détenu par la banque.

Suite au processus de l'innovation financière et de la diversification des activités bancaires, le développement des opérations dites de hors bilan génère des revenus «commissions», aussi importants que ceux générés par l'activité traditionnelle des banques, c'est-à-dire les revenus d'intérêts. Ce processus a conduit certains auteurs à définir l'*output* bancaire comme étant la somme des produits d'intérêt et de commissions perçues. Il s'agit là de variables en flux figurant dans le compte de résultats et non plus dans le bilan. En dépit de son attractivité, l'adoption de cette approche pose d'autres problèmes qui sont liés principalement à la non-disponibilité de données sur un déflateur réaliste de l'*output* bancaire. C'est pourquoi il nous a semblé approprié de maintenir une activité bancaire composée de trois activités primaires pour l'estimation des efficacités productives à travers une fonction de coûts translogarithmique, à savoir: les dépôts, les crédits et les titres.

S'agissant des *inputs*, il nous a semblé plus éclairant de retenir une optique contractuelle de la firme bancaire. Abstraction faite des opérations qu'elle effectue pour son propre compte, la banque est d'abord un fournisseur de services financiers. Elle utilise du travail, du capital physique et des ressources financières extérieurs pour fournir la prestation de service convenue et retirer un profit de cette opération. Lorsqu'une telle optique est retenue, la controverse relative aux dépôts s'éteint. Le contrat de dépôts s'interprète comme un produit ou un service bancaire.

La réflexion que nous venons de décrire est un préalable indispensable à l'étude et à la mesure des degrés

d'efficacité dans le domaine de la production bancaire. Elle nous a permis de fonder théoriquement la combinaison productive retenue.

Pour chaque pays de notre échantillon, le tableau 2 présente la moyenne des principaux postes bilantaires des établissements bancaires (en milliards d'euros) ainsi que les prix moyens des différents *inputs* [en % pour PK (prix du capital) et PM (prix du capital financier) et

en milliers d'euros par employé pour PL (prix du travail)]. A cet égard, il faut noter la diversité des structures financières et des conditions d'exercice de l'activité bancaire entre pays européens. En effet, au sein de notre échantillon, on peut distinguer des divergences à la fois au niveau de la taille moyenne des établissements bancaires (actif total moyen par pays), au niveau des prix de capitaux physiques et financiers et au niveau du coût du travail moyen:

Tableau 2 Moyennes des variables par pays (1995-2000)

	Actif total (mds €)	Dépôts (mds €)	Crédits (mds €)	Titres (mds €)
Luxembourg	5.855	2.275	4.093	1.402
Allemagne	63.760	19.900	44.464	10.564
Belgique	23.425	9.569	14.478	7.432
France	36.050	10.649	21.134	6.225
Suisse	25.731	9.898	15.240	6.218
UK	101.498	54.319	67.561	18.736
Moyenne	42.719	17.768	27.828	8.429
	Coût total (mds €)	P_K %	P_L €	P_M %
Luxembourg	0.419	20,4	82.582	6,67
Allemagne	3.306	20,3	75.020	4,2
Belgique	1.306	22,8	60.767	4,37
France	2.299	14,8	61.876	4,63
Suisse	1.273	16,0	92.819	3,39
UK	5.558	14,3	54.620	5,47
Moyenne	2.360	18,1	71.280	4,78

Source: BCL.

La taille moyenne, approximée par le total bilantaire, est beaucoup moins importante pour les banques situées au Luxembourg (actif total moyen de 5,85 milliards, alors que la moyenne de l'échantillon est de 42,71 milliards). En revanche, les banques opérant au Royaume-Uni sont caractérisées par une taille plus importante que celles exerçant dans les autres pays (101,49 milliards d'euros). Cette caractéristique est reflétée, du côté ressources, par l'importance des dépôts dans le total du bilan des banques anglaises où les ressources de la clientèle représentent près de 54% de l'ensemble des ressources. Durant la même période, la part des ressources de la clientèle dans le total du bilan des banques allemandes et françaises reste la plus

faible de l'ensemble des pays: elle ne représente qu'un taux de 30%, un taux qui est inférieur de près de 10 points à la moyenne de l'échantillon.

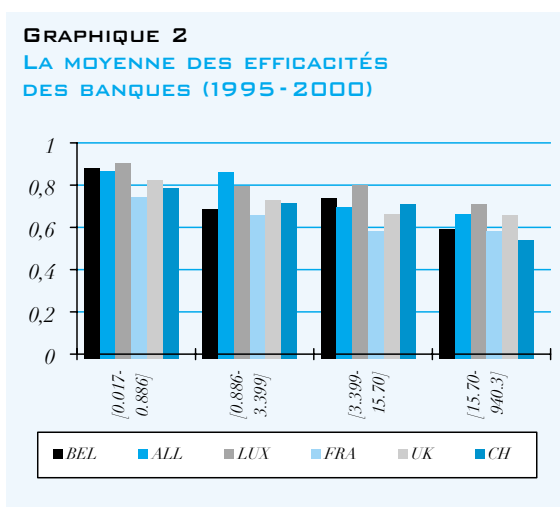
Le coût moyen du travail (PL) le plus faible est observé au Royaume-Uni. Il ne représente que 76,62% du coût moyen de l'échantillon. Dans le même cadre, la Suisse, le Luxembourg et l'Allemagne se caractérisent par un coût moyen largement supérieur à celui observé dans les autres pays (respectivement 130,21%, 115,85% et 105,24%).

Le coût du capital financier (PM) est relativement élevé au Luxembourg et au Royaume-Uni. Cette disparité peut trouver son origine dans la prépondérance de

l'activité de «trust» au sein de certains établissements bancaires. En effet, nous avons constaté que les taux d'intérêt implicites (charges d'intérêt/endettement) sont plus élevés pour les banques dont l'activité de trust est dominante comparativement aux autres catégories de banques de notre échantillon.

2.3.5 Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats correspondant à la mesure des degrés d'efficacité des banques de notre échantillon. Ces résultats, illustrés par le graphique 1, ont été obtenus par l'application de la méthodologie décrite précédemment. Ils représentent la moyenne des efficacités des banques, par quartile et par pays, sur la période 1995-2000.



Source: BCL

Pour compléter les informations illustrées par le graphique ci-dessus, il convient de préciser que le pourcentage de bonnes performances s'accroît globalement au cours de la période étudiée pour l'ensemble des pays. A titre d'exemple, en 1995 les petites banques luxembourgeoises affichent un taux moyen d'efficacité de 92,1%, tandis que le taux moyen affiché par le reste des pays de notre échantillon est de 83,46%. Ce pourcentage passe à 92,6% en 2000 pour les banques luxembourgeoises et à 84% pour les autres pays. Deux raisons possibles peuvent être à l'origine de cette tendance positive. La première est structurelle: elle consiste en la baisse des coûts totaux, due à la fois aux nouvelles technologies et à l'augmen-

tation de la concurrence dans un espace plus ou moins harmonisé. La seconde est conjoncturelle: elle s'explique, probablement, par la baisse des taux d'intérêt au cours de la période étudiée.

En dépit de la tendance positive observée dans l'ensemble des pays, les différences du niveau de l'efficacité entre des banques de tailles différentes restent relativement disparates. Les degrés d'inefficacité les plus importants caractérisent les plus grandes structures. Contrairement aux trois premières catégories de banques, dont le taux d'efficacité est globalement supérieur à 70% (à l'exception des banques françaises du troisième quartile), la performance productive des grandes banques ne dépasse ce taux que pour les banques opérant au Luxembourg (73%). Dans ce cadre, il est important de souligner que les résultats par quartile montrent une relation décroissante entre la taille et le degré d'efficacité. L'efficacité moyenne a atteint, en effet, 86,41% pour les banques appartenant au premier quartile, 78,4% pour le second, 72,7% pour la troisième catégorie et 63,8% pour le dernier quartile.

On peut, en outre, noter que cette divergence de performance entre des banques de tailles différentes est accompagnée par des écarts d'efficacité entre les pays. Les résultats obtenus révèlent qu'en moyenne les entités de petite taille (premier quartile) les plus performantes se trouvent au Luxembourg (92,1%). Ces dernières sont suivies par les banques belges dont le taux est supérieur à 90%. Les banques opérant en Allemagne, en Suisse et en Grande-Bretagne affichent un taux inférieur à celui des deux pays précédents. Toutefois, il reste supérieur à 80%. Enfin, le taux moyen le plus faible est affiché par les banques françaises (76,2%).

Concernant les banques du second quartile, les meilleures performances sont observées en Allemagne (88,1%) et au Luxembourg (81,3%). La Belgique, le Royaume-Uni et la Suisse affichent un taux supérieur à 70%; tandis que les banques françaises présentent, à nouveau, un degré d'efficacité inférieur à l'ensemble des banques de cette catégorie (67,6%).

Les résultats relatifs aux deux premiers quartiles confirment l'évolution des performances observées sur les deux premiers sous-groupes de notre échantillon. Les banques luxembourgeoises se distinguent par un pour-

centage de bonne performance. Les efficacités moyennes des banques du troisième quartile opérant en Allemagne, en Belgique, au Royaume-Uni et en Suisse sont relativement proches.

On peut noter, enfin, qu'en dépit d'un effort confirmé des banques suisses du quatrième quartile, celles-ci affichent une efficacité productive moyenne très faible (56,1%). Ce résultat s'explique principalement par les mauvaises performances d'un grand groupe bancaire helvétique. Si l'on exclut cette banque de l'échantillon, on obtient une efficacité productive moyenne équivalente à celle observée dans les autres pays de notre échantillon.

Au terme de cette analyse où l'on a pu constater l'existence de différences significatives d'efficacité entre les banques, on peut s'interroger sur les raisons qui pourraient expliquer de telles différences entre les pays de notre échantillon. S'agit-il de raisons imputables au management ou bien exogènes aux banques?

Comme les institutions financières considérées dans l'analyse opèrent dans des pays différents avec des contextes juridiques et institutionnels différents, les facteurs explicatifs des différences des efficacités pourraient donc être attribués à des différences environnementales auxquelles les établissements bancaires sont soumis. En effet, des facteurs socio-économiques tels que la structure du marché bancaire, l'importance de l'intermédiation dans le financement de l'économie, la conjoncture économique, qui ne sont pas à portée des

gestionnaires, peuvent certainement jouer un rôle dans les disparités constatées.

La réponse à ces interrogations relatives à l'influence de variables exogènes sur les degrés des efficacités par pays a été éclairée par l'examen de la relation des degrés d'efficacité obtenus précédemment et trois indicateurs caractérisant l'environnement socio-économique de chaque pays de l'échantillon. Les variables retenues sont:

- La part du crédit bancaire dans le revenu national (DOM_C). Cette variable est censée refléter l'importance de l'intermédiation dans le financement de l'économie;
- La part du marché de chaque établissement bancaire (PART_M). Elle traduit la structure du marché sur lequel les banques exercent leurs activités;
- Le cycle économique (Cycle). Cette variable est extraite par l'application du filtre de Hodrick-Prescott à la série du produit intérieur brut réel. Elle traduit le caractère procyclique de la production bancaire.

Comme l'efficacité est une variable limitée (entre zéro et un), l'estimation a été réalisée de façon très classique, en retenant une spécification non linéaire de forme logistique. Elle est effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Les résultats de la régression sont présentés au tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3 *Relation efficacité-variables socio-économiques*

	<i>Quartile 1</i>	<i>Quartile 2</i>	<i>Quartile 3</i>	<i>Quartile 4</i>
Constante	0.240 (0.158)	*** 1.141 (0.08)	*** 0.808 (0.127)	*** 1.966 (0.139)
PART_M	***6.271 (1.253)	0.177 (0.173)	***0.323 (0.071)	0.37e-03 (0.49e-02)
DOM_C	***-0.0025 (0.9e-03)	***-0026 (0.4e03)	** -0.0016 (0.7e-03)	** -0.002 (0.1e-02)
CYCLE	** -0.102 (0.0320)	-0.015 (0.020)	* -0.0574 (0.030)	** -0.081 (0.037)
R ²	0.255	0.144	0.237	0.312
Log-vraisem	82.00	394.87	189.88	292.74
F-Test	30.17	20.84	18.97	3.84

Rejet de H0: paramètre = 0 au seuil de signification de 1% (***) , 5% (**) ou 10% (*).
Source: BCL

Notons que le seul coefficient statistiquement significatif, pour les quatre quartiles, est le rapport du crédit au PIB. Le signe négatif de ce paramètre laisse présager que l'importance de l'intermédiation bancaire dans le financement de l'économie représente un facteur de surcoût et d'inefficacité des établissements bancaires. Ce surcoût peut être expliqué en partie par l'importance des provisions pour les créances douteuses dont le niveau est souvent corrélé au volume des crédits accordés.

Le paramètre de la part du marché est statistiquement significatif pour les établissements bancaires appartenant aux premier et troisième quartiles, ce qui signifie que la part de marché représente un facteur d'amélioration de la performance productive, en particulier pour les établissements bancaires de petite taille dont le coefficient de la variable «PART_M» est relativement élevé (6,271) par rapport au reste de l'échantillon. L'impact de cette variable sur les efficacités des deux autres quartiles est statistiquement non significatif.

Ce dernier résultat peut être attribué à des différences structurelles relatives à la nature du marché sur lequel les banques opèrent, en particulier les plus grands établissements. En effet, l'écart type de la variable «part de marché» varie peu pour les banques de grande taille. Ceci suggère que la concurrence soit tellement vive sur les métiers de ces dernières qu'il leur est difficile d'accroître leurs parts de marché sans recourir à une guerre de prix.

En ce qui concerne la sensibilité de l'efficacité des banques à la variable «cycle économique», les estimations effectuées montrent que la performance productive des établissements bancaires est corrélée négativement aux cycles. Autrement dit les banques sont beaucoup plus attentives à l'évolution de leurs coûts en période de stabilité et/ou de cycle négatif qu'en période de croissance conjoncturelle forte. Ceci est conforme à l'idée répandue du caractère cyclique de la production bancaire.

Nous rappelons que l'explication de la disparité des degrés d'efficacité par des variables exogènes ne repré-

sente qu'une approche économétrique dont les fondements théoriques ne sont jamais explicités. Autrement dit, nous ne pouvons nullement tirer des conclusions fermes et définitives à partir de ces résultats empiriques. Toutefois, différentes raisons relevant des sciences de gestion (l'interaction entre l'environnement et les organisations) motivent ce choix.

2.3.6 Conclusion

Cette contribution avait pour objectif l'évaluation du degré d'efficacité des banques luxembourgeoises et de déterminer les facteurs environnementaux qui peuvent contribuer à l'explication de leurs performances par rapport à un échantillon de banques européennes. La méthode repose tout d'abord sur l'estimation d'une frontière construite en adoptant une spécification translogarithmique d'une fonction de coûts. Suite à cet exercice, nous avons obtenu les degrés d'efficacité temporelle de chaque groupe de banques au cours de la période 1995-2000. L'analyse des résultats conduit à deux conclusions:

- L'ensemble des banques de notre échantillon se caractérise par une tendance confirmée à l'amélioration de leur efficacité productive et par un niveau appréciable de cette dernière sur les six années;
- Les banques luxembourgeoises se distinguent par une performance plus importante que les banques opérant dans les autres pays de notre échantillon. Cette performance en matière d'efficacité est synonyme de compétitivité-coût. Elle peut expliquer, par ailleurs, l'attrait de la place pour les investisseurs étrangers.

La seconde étape de notre analyse consistait en la détermination des facteurs exogènes au processus technologique des banques, mais dont l'influence peut expliquer les distorsions observées en matière de coûts bancaires. Les résultats de la régression de l'efficacité sur un ensemble de variables socio-économiques révèlent l'impact significatif de certaines variables, telles que la structure du marché, le cycle économique, le degré d'intermédiation, ... sur le processus technologique des firmes bancaires.

