

Chapitre 2

ANALYSES

2.1	Les taux d'intérêt de détail sur la place de Luxembourg tels que recensés par la mise en place d'une enquête mensuelle	76
2.1.1	Présentation méthodologique de l'étude	76
2.1.2	L'évolution des taux au Luxembourg sur la période janvier à septembre 2003	77
2.1.2.1	L'évolution des taux débiteurs	78
2.1.2.2	L'évolution de la rémunération des dépôts	82
2.1.3	Observation de la transmission de la politique monétaire au coût du crédit et à la rémunération des dépôts	82
2.2	Les taux de change effectifs en tant qu'indicateurs de compétitivité	84
2.2.1	Introduction	84
2.2.2	Les problèmes méthodologiques	85
2.2.2.1	Le choix des pays partenaires	85
2.2.2.2	La méthode de pondération	86
2.2.2.3	Le choix des déflateurs	88
2.2.2.4	La disponibilité des données et la fréquence des indicateurs de compétitivité	88
2.2.3	Présentation et analyse des indicateurs de compétitivité	89
2.2.4	Conclusion	93
2.2.5	Annexe: Calcul des indicateurs de compétitivité	93
2.2.5.1	Calcul des pondérations simples des importations	93
2.2.5.2	Calcul des pondérations doubles des exportations	93
2.2.5.3	Calcul de la pondération des échanges globaux	94
2.3	La situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité	95
2.3.1	Évolution des dépenses, des recettes et de la situation budgétaire du système d'assurance maladie-maternité	95
2.3.1.1	Les dépenses de l'assurance maladie-maternité	95
2.3.1.2	Les recettes de l'assurance maladie-maternité	97
2.3.1.3	L'équilibre budgétaire de l'assurance maladie-maternité	98
2.3.2	Projections de l'évolution de la situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité	98

2.1 LES TAUX D'INTÉRÊT DE DÉTAIL SUR LA PLACE DE LUXEMBOURG TELS QUE RECENSÉE PAR LA MISE EN PLACE D'UNE ENQUÊTE MENSUELLE¹

Depuis la fin des années 80, et les travaux de Bernanke et Blinder², il est admis que la transmission de la politique monétaire s'effectue à la fois par le canal traditionnel du taux d'intérêt et de la demande de monnaie, et à travers celui du crédit, le rôle d'intermédiation des banques consistant en un arbitrage permanent entre les prêts aux agents économiques et les acquisitions d'actifs plus liquides. Bien avant cela, J.A. Schumpeter, à la suite de H.Thornton, avait donné au crédit un rôle central dans le processus de création monétaire, et présenté le taux d'intérêt débiteur s'y afférent comme la rémunération à la fois d'une liquidité pour l'emprunteur et d'un risque pour le banquier³.

La pertinence de ce débat et son abondante littérature économique sont au cœur de l'enquête mensuelle sur les taux d'intérêt de détail, réalisée par la Banque centrale européenne (BCE), à travers les Banques centrales nationales, et en particulier par la Banque centrale du Luxembourg. L'étude des taux d'intérêts de détail, ainsi que la capacité prédictive des *spread* bancaires, fournit un outil essentiel supplémentaire à la conduite de la politique monétaire de l'Eurosystème.

Après avoir présenté les différents aspects de la base méthodologique de l'enquête, nous développerons l'analyse de l'évolution du coût du crédit et de la rémunération des dépôts au Luxembourg, par l'observation des taux d'intérêt les plus représentatifs, avant de nous interroger sur les mécanismes de propagation financière tout autant que sur leurs implications.

2.1.1 Présentation méthodologique de l'étude

La construction d'une base de données garantissant la plus grande acuité d'analyse suppose la définition d'une méthodologie pertinente, garante d'une source de collecte de haute qualité. Il est ensuite nécessaire de formaliser le support théorique, à la fois de manière à faire ressortir les informations pouvant être amenées à biaiser l'analyse, mais aussi de manière à déterminer les limites pratiques d'une telle analyse. L'objectif final de

cet exercice est de pouvoir obtenir une agrégation des données nationales des douze pays membres de la zone euro, la plus homogène possible en termes de procédures de collecte.

Le règlement édicté par la Banque centrale européenne définit les règles applicables à cette collecte au plan national et soumet à l'alternative d'un reporting exhaustif la possibilité d'une enquête par échantillonnage. Cette seconde méthode, utilisée pour la place financière de Luxembourg, suppose une représentativité optimale du panel⁴, de manière à garantir une vraisemblance suffisante des données.

Bien que l'échantillon luxembourgeois, qui comprend 59 établissements, représentant 34 % de l'effectif total (172 banques), 83 % des dépôts et plus de 65 % des crédits, puisse être considéré comme représentatif, il n'empêche pas l'apparition de légers biais, dont nous allons par ailleurs développer les aspects.

Les données relatives aux statistiques de taux d'intérêt sont collectées de façon mensuelle, sous forme de taux moyens pondérés par les volumes, suivant une dichotomie entre les contrats négociés durant la période et l'encours de contrats. Les taux d'intérêt pris comme référence sont à la fois des taux contractuels annualisés ou TCA, c'est-à-dire des taux bruts, librement négociés par les contreparties, mais aussi des taux annuels effectifs globaux ou TAEG, incluant les frais et autres charges⁵.

A l'intérieur de chaque catégorie, une ventilation est effectuée de manière à répartir les taux d'intérêts offerts en 6 catégories de crédits, incluant les découverts bancaires, et en 4 catégories de dépôts, tenant compte des opérations de vente et de rachat fermes. Les crédits et les dépôts sont alors répartis en fonction de leurs maturités. Il convient cependant de souligner que la terminologie de maturité diffère suivant qu'il s'agisse d'encours ou de nouveaux contrats et peut ainsi prendre pour référence une échéance dans le premier cas ou une période de fixation du taux d'intérêt dans le second⁶.

1 Note rédigée par Yann Wicky.

2 Voir Ben S. Bernanke & Alan S. Blinder, «credit, money and aggregate demand» 1988.

3 Voir Notes d'études et de recherches de la Banque de France, «Banque Centrale, Taux d'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton» décembre 2002.

4 Le manuel relatif au règlement 2001/18 de la BCE suppose que si le choix d'un reporting par échantillon est effectué, celui-ci doit rassembler alternativement plus de 30 % de l'effectif ou plus de 75 % des dépôts et des crédits en euro distribués sur la place.

5 Pour des raisons de clarté, seuls les TCA sont utilisés dans cet article.

6 Le site internet de la Banque centrale du Luxembourg fournira au lecteur de plus amples informations au sujet des différentes ventilations.

Cette acception est de toute première importance dans l'utilisation analytique des données collectées.

L'agrégation, mais aussi l'analyse de la qualité et de la pertinence des données au niveau de la zone euro, sont réalisées au niveau de la Banque centrale européenne à l'aide de plusieurs tests qualitatifs, basés sur des critères théoriques de validités⁷.

La conception et l'analyse de cette enquête visent à identifier et expliquer les principaux écueils, aussi bien en amont, lors de la collecte de données, qu'en aval, lors de leur retraitement statistique. Nous pouvons ainsi isoler deux grandes familles de risques qualitatifs dans ce type d'enquêtes statistiques: d'une part, les risques techniques ou opérationnels, lorsqu'un défaut entre la saisie et l'implémentation informatique des données apparaît; et, d'autre part, les risques structurels, lorsque les caractéristiques propres à un établissement de crédit biaisent l'analyse. Il est en outre admis par la plupart des observateurs et des praticiens que la collecte de statistiques de taux d'intérêt est perfectible, en particulier en raison de l'existence d'une volatilité induite par d'éventuelles différences de maturités à l'intérieur des segments⁸. Ces aspects pratiques sont bien entendu inclus dans les raisonnements soutenus par l'analyse.

Notons enfin que la publication des données collectées dans le chapitre statistiques⁹, ainsi que les commentaires s'y rapportant, ont été volontairement réduits à leur

expression la plus significative. En effet, les volumes observés sur un nombre important de segments sont assez faibles, relativement à d'autres, induisant ainsi une série de biais considérables, qui ne peuvent que nuire à une présentation sagace de la situation luxembourgeoise.

2.1.2 L'évolution des taux au Luxembourg sur la période janvier à septembre 2003

A la suite de la double baisse des taux directeurs de la Banque centrale européenne, à la fin des premier et second trimestres de cette année, l'ensemble des taux du marché monétaire a accusé une baisse supérieure à 75 points de base (27 %) entre janvier et septembre 2003. Cette baisse ne s'est que partiellement répercutée sur les taux offerts par les banques de détails de la place luxembourgeoise, en particulier pour ce qui est des taux débiteurs.

Après avoir fait un tour d'horizon de l'évolution du coût du crédit et de la rémunération des dépôts durant la période sous revue, nous nous efforcerons de présenter les raisons supposées ou avérées de cette transmission imparfaite.

Conformément à l'intuition, la situation observable sur cette période est en fait assez disparate suivant la nature de l'opération (dépôts ou crédits) et suivant sa destination (consommation ou immobilier).

⁷ Les tests effectués par la Banque centrale européenne s'appuient en particulier sur l'hypothèse d'une courbe des taux ascendante, et sur une hiérarchie entre les catégories de postes. A titre d'exemple, un taux débiteur sur un crédit à la consommation est présumé plus élevé qu'un taux sur crédits immobiliers.

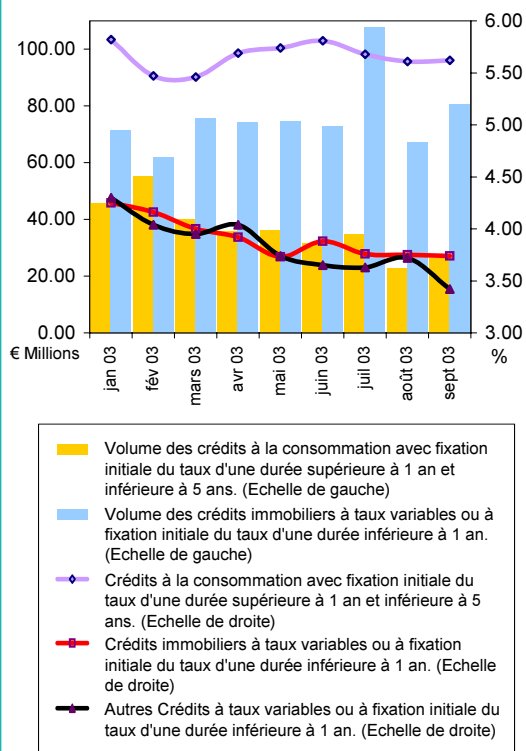
⁸ L'encours de contrat est défini par la position en fin de période, tandis que les nouveaux contrats sont considérés tout au long de la période. Par conséquent, si ces derniers sont ouverts et clôturés avant la fin de la période, cela peut créer un décalage avec l'encours de contrats aussi bien au niveau du volume que du taux d'intérêt offert.

⁹ Les tableaux relatifs aux taux d'intérêt des banques luxembourgeoises, sur l'encours et les nouveaux contrats, sont présentés au chapitre statistiques. De plus, la BCE publie, sur son site Internet, une série agrégée et harmonisée des taux d'intérêt les plus significatifs pour l'ensemble de l'eurozone.

2.1.2.1 L'évolution des taux débiteurs

Graphique 1

Taux d'intérêt des banques luxembourgeoises sur les contrats conclus au cours du mois avec des ménages de la zone euro



Le niveau des taux variables ou d'une durée de fixation inférieure à 1 an, offerts par les banques luxembourgeoises pour les nouveaux contrats de crédits immobiliers respectivement de crédits divers, a accusé une baisse de plus de respectivement 51 points de base (12 %) et 88 points de base (20,5 %) entre janvier et septembre 2003. Durant cette même période, les taux des crédits à la consommation fixés pour une durée de 1 à 5 ans ont vu leur niveau diminuer d'à peine 20 points de base (3,5 %).

Cette évolution différente résulte principalement du fait que l'essentiel des crédits à la consommation porte sur des taux fixés pour une durée de 1 à 5 ans. Cette durée traduit assez nettement les anticipations des coûts de refinancement faites par les banques. De plus, souvent utilisés dans le cadre de montages financiers, les crédits répertoriés sous la rubrique des autres crédits sont destinés à près de 90 % à des clients non-résidents, avec des échéances parfois très courtes, induisant ainsi une plus grande corrélation avec les taux à court terme du marché monétaire.

La volatilité tout au long de la période est assez faible avec un écart type s'établissant à 2,30 % de la moyenne simple pour les crédits à la consommation, et ne dépassant pas 7,05 % pour les crédits immobiliers¹⁰.

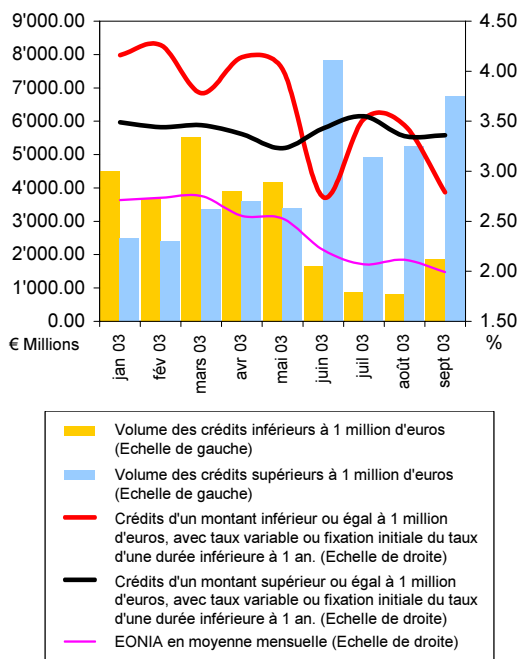
Toutefois, certaines dispositions structurelles et conjoncturelles, sur lesquelles nous reviendrons dans un paragraphe ultérieur, permettent de mieux appréhender ces observations.

Les taux pratiqués sur les crédits à destination des sociétés non financières ont connu une évolution très disparate, avec une baisse de 137 points de base (32,90 %) sur les contrats d'un montant inférieur à 1 million d'euros et une baisse limitée à un peu plus de 13 points de base (3,75 %) pour les contrats d'un montant plus élevé.

¹⁰ Nous utilisons ici le rapport entre l'écart type de la série janvier-septembre et la moyenne arithmétique de cette même série.

Graphique 2

Taux d'intérêt des banques luxembourgeoises sur les contrats conclus au cours du mois avec des sociétés non financières de la zone euro



Source: BCL

Cette évolution s'accompagne d'une volatilité très importante des taux sur la catégorie des crédits d'un montant inférieur à 1 million d'euros. Cette volatilité est en grande partie due à une disparité considérable dans la qualité des souscripteurs, mais elle est également liée à un taux de rotation élevé de ces crédits.

Par conséquent, l'évolution de la prime d'intermédiation productive¹¹, définie comme le coût du renonce-

ment à un placement en avoirs liquides de la part de la banque, est extrêmement erratique tout au long de la période considérée.

Soulignons également la diminution non négligeable du volume de crédits de moins de 1 million d'euros, qui coïncide avec la seconde baisse des taux de refinancement de la BCE du 6 juin 2003.

Les taux pratiqués sur les contrats conclus en cours de période doivent en principe donner une représentation des conditions marginales de crédits à destination des agents économiques, ce qui induit une convergence des taux observés sur l'encours vers les taux pratiqués sur les nouveaux contrats. Ceci suppose qu'une comparaison entre les taux offerts par les banques en cours de période et les taux observés sur l'encours de crédits ne peut être effectuée qu'à périmètre constant, c'est-à-dire en comparant les mêmes segments de maturités; or les dispositions méthodologiques exposées précédemment nécessitent la mise en comparaison de certains postes de maturités différentes. C'est en particulier le cas pour les crédits immobiliers, dont l'échéance est souvent assez éloignée, mais pour lesquels les taux ne sont pas fixés.

Concernant ces derniers, les taux d'intérêt sur l'encours ont connu une évolution à la baisse similaire à celle des nouveaux contrats (59 points de base soit 13,80 %), avec une corrélation¹² supérieure à 89 %, ce qui, à la lumière du postulat de convergence¹³, indique une faible perturbation des méthodes statistiques. Ce constat illustre également bien la situation des taux sur l'encours de crédits divers (autres crédits) dont l'évolution est semblable à celle des nouveaux contrats, avec une corrélation de près de 94 %. Nous sommes ici dans le cadre de prêts typiquement à très court terme, dont la finalité est souvent l'investissement en capital ou le montage financier.

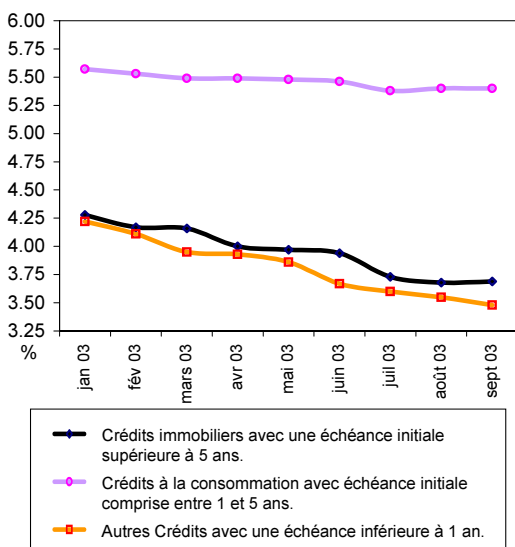
11 Les prêts bancaires sont réputés être utilisés par les sociétés non financières aux fins d'une production de biens réels. Cet aspect est développé par Robert Amano, Scott Hendry et Guang Jia Zhang in «Intermédiation financière, croyances et mécanismes de transmission».

12 La corrélation observée ici est celle qui existe entre l'encours de contrats et les nouveaux contrats.

13 Les taux sur l'encours doivent converger vers les taux sur les nouveaux contrats. Si cela n'est pas le cas, cela suppose que certains nouveaux contrats aient été conclus pour des échéances très courtes, inférieures à un mois, ce qui constitue une perturbation de la méthode statistique.

Graphique 3

Taux d'intérêt des banques luxembourgeoises sur l'encours de crédits aux ménages de la zone euro



Source: BCL

Les taux d'intérêt observés sur l'encours de crédits à la consommation dont l'échéance est comprise entre 1 et 5 ans, ont été plutôt stables au cours des trois premiers trimestres de l'année, induisant ainsi une volatilité beaucoup plus faible que celle observée sur le même segment des nouveaux contrats.

Ce phénomène peut être expliqué par l'existence de crédits à la consommation à destination des employés des banques ou de clients particuliers, supportant des taux d'intérêt favorables et dont la proportion aléatoire dans le volume total peut entraîner des variations importantes du taux moyen des nouveaux contrats,

d'un mois sur l'autre. L'absence de corrélation entre ces taux d'intérêt et les taux sur l'encours de contrats suggère que nombre de prêts à moyenne échéance sont négociés puis clôturés en cours de période.

De plus, l'utilisation de taux variables dans l'octroi des crédits immobiliers et des autres crédits, par opposition à l'utilisation plus fréquente de taux fixes pour les crédits à la consommation, est parfaitement mise en lumière par l'évolution asymétrique de leurs niveaux respectifs. Les premiers diminuant de respectivement 59 points de base (13,80 %) et 74 points de base (17,54 %), tandis que les seconds voient leur niveau très faiblement affectés en fin de période, avec une diminution de 17 points de base (3,05 %).

Les disparités entre banques concernant les taux sur l'encours de crédits en fin de période, résumées par l'observation de l'écart type, varient très sensiblement suivant la destination de ces crédits, mais également suivant leurs maturités.

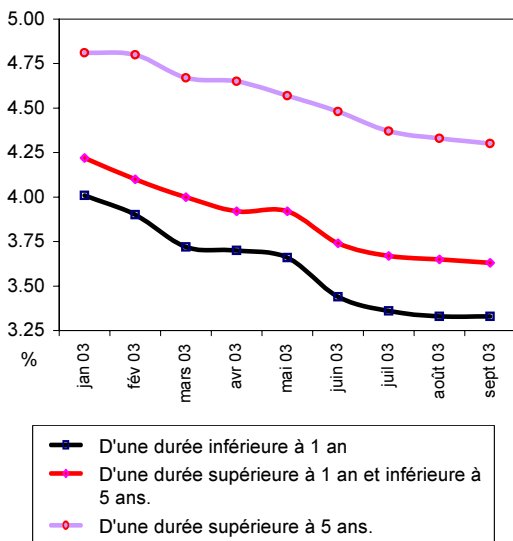
Ainsi, à la fin du troisième trimestre 2003, l'écart type des taux d'intérêt sur le segment des autres crédits de maturité inférieure à 1 an, s'élève à 0,73 avec une densité d'observations de 77 %, contre respectivement 1,27 et 28 % pour les crédits immobiliers à long terme¹⁴.

Les disparités de volatilité entre les différents segments de maturités, alliées à une répartition très inégale des volumes, peuvent créer une situation dans laquelle les taux portant sur des échéances à court terme excèdent les taux portant sur des échéances à long terme (inversion de la structure par terme des taux d'intérêt). Notons toutefois que l'hypothèse d'une structure ascendante de la courbe des taux repose sur une parfaite homogénéité des individus, ainsi que sur une répartition harmonieuse des volumes.

¹⁴ Il s'agit de l'écart type des taux offerts par les 59 banques de notre échantillon sur l'encours de crédits. La densité d'observation est donnée par le rapport entre le nombre de banques présentant une activité sur le segment considéré, et le nombre total de banques dans l'échantillon.

Graphique 4

Taux d'intérêt des banques luxembourgeoises sur l'encours de crédits aux sociétés non financières de la zone euro



Source: BCL

L'étude de l'évolution des taux d'intérêt des banques luxembourgeoises sur l'encours de crédits aux sociétés non financières tout au long de la période montre que la baisse des taux est très inégale suivant la maturité, passant de 68 points de base (16,95 %) pour les crédits à court terme, à moins de 51 points de base (10,60 %) pour les échéances les plus éloignées.

Cette évolution a pour conséquence un accroissement du différentiel entre les taux à long terme et à court terme, laissant supposer une anticipation à la hausse des taux d'intérêt à moyen terme et par conséquent du coût d'intermédiation par les établissements financiers¹⁵. Dans le prolongement de cette logique, il est possible de décrire le marché luxembourgeois du crédit aux sociétés non financières sous le schéma théorique d'une économie d'endettement où les banques définissent leurs taux débiteurs comme une facturation du coût de leurs ressources¹⁶, marginalisant ainsi les opportunités d'arbitrage entre sources de financements de ces sociétés.

Notons enfin que la très forte volatilité observée au cours de la période sur les taux d'intérêt liés à une ouverture de contrats de crédits d'un montant inférieur à 1 million d'euros, ne trouve pas de traduction dans l'évolution des taux sur l'encours, ce qui tend à valider l'hypothèse selon laquelle ces contrats sont conclus avec des échéances extrêmement courtes¹⁷.

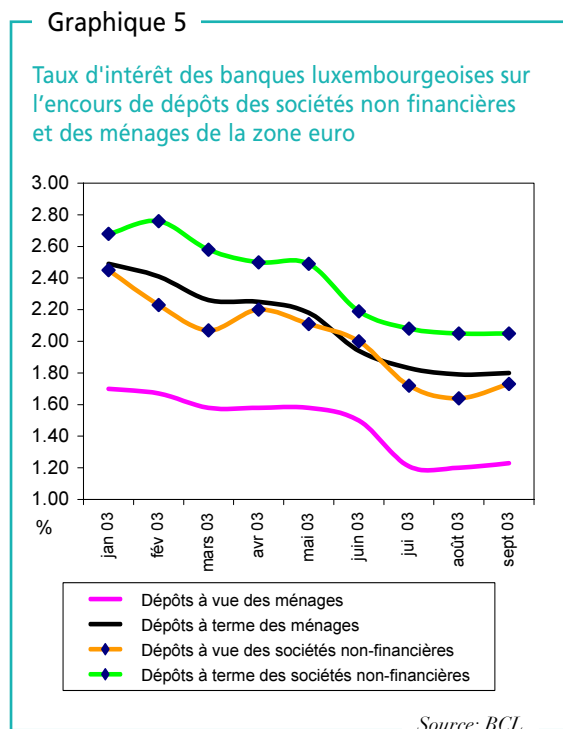
A la fin du 3^e trimestre de cette année, la rémunération des dépôts à vue des sociétés non financières s'effectue en moyenne 27 points de base en dessous des taux directeurs de l'Eurosystème alors que celle des dépôts à vue des ménages se situe à 77 points de base en dessous. Toutefois, l'évolution de ces taux, orientée en grande partie par le double assouplissement monétaire survenu en mars et en juin de cette année, profite plus aux ménages qu'aux sociétés non financières, puisque la rémunération de leurs dépôts s'effectuait en janvier 2003 respectivement 105 et 30 points de base en dessous des taux directeurs.

15 L'observation de la fonction de profit simplifiée des banques, fournie par le paragraphe suivant, montre que l'anticipation d'une variation positive de CT, le coût d'intermédiation, au cours de la période va entraîner une variation équivalente de α , la rémunération de l'actif.

16 Pour plus de détails sur ce point, le lecteur pourra se reporter à la note d'étude et de recherche de la Banque de France, La relation entre le taux des crédits et le coût des ressources bancaires, octobre 1997.

17 Si un contrat est conclu avec une maturité inférieure à 1 mois, le taux qui s'y rapporte n'est pas inclus dans l'encours de fin de mois.

2.1.2.2 L'évolution de la rémunération des dépôts



Les taux d'intérêt des dépôts à terme des ménages et des sociétés non financières dont l'échéance est inférieure à 2 ans présentent une évolution semblable à celle des taux du marché monétaire, avec une baisse uniforme de respectivement 69 points de base (27,7 %) et 63 points de base (23,5 %) sur la période janvier à septembre 2003. Cette observation n'est pas surprenante dans la mesure où nombre de ces dépôts sont indexés sur une référence du marché monétaire ou se composent directement de produits financiers structurés, ce qui n'est généralement pas le cas des dépôts à vue.

Les taux d'intérêt offerts pour la rémunération des dépôts à vue des sociétés non financières sont assez volatils durant la période considérée, principalement en raison de l'hétérogénéité des profils de ces agents économiques.

La mise en perspective des évolutions respectives du rendement des crédits et de la rémunération des dépôts

dans les banques luxembourgeoises laisse entrevoir l'existence d'un accroissement du revenu d'intermédiation de ces dernières. Il convient cependant de relativiser ce constat par l'observation conjointe des mécanismes de propagation financière, ainsi que des événements conjoncturels et surtout structurels pouvant aboutir à une quelconque altération de cette propagation.

2.1.3 Observation de la transmission de la politique monétaire au coût du crédit et à la rémunération des dépôts

Les observations faites autour de l'évolution des taux offerts par les établissements de crédits durant la période sous revue montrent que les 2 assouplissements de la politique monétaire, en mars et en juin, n'ont été que partiellement répercutés, du moins en ce qui concerne les taux débiteurs. Parmi les raisons pouvant expliquer ce phénomène, nous pouvons avancer que bien que le lien entre l'évolution des taux débiteurs des banques et celle des taux de référence de l'Eurosystème soit empiriquement avéré, il peut toutefois exister un décalage temporel dans la propagation de ce dernier. De plus, une diffusion optimale et rapide d'une baisse des taux directeurs ne peut se faire que dans le cadre d'une concurrence intense entre les banques, avec une parfaite substituabilité des produits et surtout une absence d'asymétrie d'information¹⁸.

En effet, dans son rôle d'intermédiaire financier, la banque va maximiser une fonction de profit simplifiée de la forme $\pi = \sum \alpha_i A_i - \sum \beta_i P_i - CT$, avec α_i et β_i , les rémunérations respectives d'un actif (A_i) et d'un passif (P_i), et CT le coût total des opérations d'intermédiation. Il est par ailleurs tout à fait raisonnable de supposer que cette maximisation va se faire dans un cadre concurrentiel plus proche de celui du duopole de Cournot¹⁹, que de celui d'une concurrence pure et parfaite, dans la mesure où l'adaptation du taux débiteur ne peut se faire qu'à travers la concurrence d'un nombre limité d'agents prêteurs. De plus, à la suite du théorème de Modigliani-Miller (1958), nous pouvons supposer que les sociétés non financières ne sont pas équitablement neutres aux sources de financement, et

¹⁸ Dans les années 70, Akerlof avait montré comment une asymétrie d'information entre acheteurs et vendeurs pouvait perturber le fonctionnement de certains marchés. Nous sommes ici dans le cadre d'un marché très particulier dont le prix est matérialisé par le taux d'intérêt.

¹⁹ Les coûts de réalisations, mais également les liens financiers avec sa banque, font que le consommateur ne va pas nécessairement mettre l'ensemble des établissements en concurrence.

que, par conséquent, le taux d'intérêt débiteur d'équilibre pourra prendre une valeur plus ou moins proche du taux sans risque en fonction de la diversité des opportunités de financement²⁰ qui leur sont offertes.

Au-delà de cette approche formalisée, un certain nombre de facteurs peuvent être mentionnés qui peuvent avoir mené à l'endigement des effets de l'assouplissement de la politique monétaire²¹.

La mise en place progressive de nouvelles normes de solvabilité peut pousser les établissements de crédit à revoir leur tarification, voire à accroître leurs revenus d'intermédiation, de manière à assurer une couverture optimale des frais fixes, tout comme celle des autres actifs risqués.

Bien qu'une amélioration sensible se dessine, la situation économique de la zone euro a été particulièrement difficile au cours des trois premiers trimestres de l'année 2003. Il en résulte inévitablement une dégradation dans la qualité de signature – ou du profil de risque – de nombreux agents économiques, qu'il s'agisse de sociétés non financières ou de consommateurs. Or, nous

pouvons rappeler qu'un durcissement des critères d'octroi de crédits aux entreprises, accompagné de l'anticipation d'une constance de la demande, a été conjecturé²² par les banques lors du premier semestre de cette année, créant ainsi les conditions favorables à une répercussion graduelle et partielle des réductions des taux directeurs de l'Eurosystème. En effet, une modification défavorable du profil des agents économiques emprunteurs peut mener à une réduction de l'offre de crédit pendant que le taux sur le crédit s'élève²³.

Enfin, la baisse des taux de rendement des emprunts de référence à long terme a été limitée durant les deux premiers trimestres, ce qui, par effet d'arbitrage dans l'utilisation des fonds disponibles, limite le potentiel de baisse des taux sur les crédits à longue échéance.

Finalement, en dehors des coûts opérationnels liés à la modification du nombre de contrats en cours, les banques sont confrontées, depuis des années, à une réduction de leurs revenus et partant de leur niveau de profit, ce qui peut les amener à une répercussion ralentie des réductions de taux sur leur portefeuille crédits.

²⁰ Comme nous l'avons entrevu précédemment, il est possible que, suivant le schéma des opportunités de financement, le taux débiteur corresponde à une facturation du coût des ressources.

²¹ Nous n'évoquons que la seule existence d'un assouplissement monétaire, dans la mesure où l'événement contraire ne s'est pas produit les 3 premiers trimestres de 2003.

²² Pour plus d'information, le lecteur pourra se reporter à l'enquête trimestrielle sur le crédit bancaire.

²³ Cette assertion fait suite aux travaux de Bernanke et al. sur la question du rationnement du crédit.

2.2 LES TAUX DE CHANGE EFFECTIFS EN TANT QU'INDICATEURS DE COMPÉTITIVITÉ ²⁴

Le taux de change effectif (TCE) fournit une mesure synthétique de la valeur externe d'une monnaie par rapport à celle des principaux partenaires commerciaux. Calculée à l'aide des indices de prix ou de coûts appropriés, la version réelle du taux de change effectif permet une comparaison au niveau macro-économique des prix domestiques et étrangers exprimés dans une devise commune et fournit ainsi une mesure de la compétitivité.

Dans un premier temps, cet article expose la méthodologie de calcul des indicateurs de compétitivité prix et coûts adoptée par l'Eurosystème²⁵ et qui est reprise ici dans le cas particulier de l'économie luxembourgeoise. Puis, dans un second temps, il présente et analyse les indicateurs de compétitivité prix et coûts du Luxembourg obtenus en suivant cette approche méthodologique.

2.2.1 Introduction

L'impact d'un choc donné sur l'économie luxembourgeoise est souvent évalué en termes de ses répercussions pour la compétitivité nationale. Ce dernier concept est lié à la capacité des entreprises luxembourgeoises de gagner des parts de marché à l'étranger, mais aussi à la pression concurrentielle exercée par des entreprises à l'étranger qui cherchent à placer leurs produits au Luxembourg. Comme le souligne une récente publication de la Chambre du Commerce du Grand-Duché²⁶, la compétitivité est un concept hétérogène dont la définition varie souvent selon les applications. Cependant, il existe au moins un indicateur de compétitivité bien connu depuis la libéralisation des taux de change pendant les années 1970: le taux de change *effectif* (TCE).

En principe, une dépréciation du taux de change améliore la compétitivité des entreprises domestiques, en rendant leurs produits moins chers à l'étranger et en rendant les produits de leurs concurrents étrangers plus chers sur le marché domestique. Cependant, dans un monde à plusieurs devises, un taux bilatéral considéré en isolation, comme par exemple le taux de change de l'euro contre le dollar américain, ne peut pas fournir une image complète de la compétitivité. Si la monnaie domestique se déprécie de 1 % vis-à-vis du dollar amé-

ricain, cela n'implique pas forcément une dépréciation de la même envergure vis-à-vis du yen japonais (ou d'autres devises), parce qu'en général le taux dollar-yen varie aussi. Pour tenir compte de ce problème, le taux de change effectif se construit comme une moyenne pondérée des différents taux de change bilatéraux entre la monnaie domestique et des devises étrangères. Dans ce panier, il est important d'inclure, d'une part, les devises des principaux pays partenaires dans les échanges commerciaux du Luxembourg. D'autre part, il faut appliquer à chaque taux de change bilatéral une pondération qui reflète l'importance relative du pays en question dans la structure des exportations et des importations du Luxembourg.

Ainsi, le taux de change effectif nominal (TCEN) se calcule comme suit:

$$TCEN = \prod_{i=1}^N (e_{i,Lu})^{w_i}$$

Où N représente le nombre de pays partenaires, $e_{i,Lu}$ est le taux de change bilatéral du partenaire i vis-à-vis de la monnaie luxembourgeoise et w_i la pondération assignée au partenaire commercial i selon son importance dans les importations et exportations du Luxembourg.

Selon le principe de la parité du pouvoir d'achat, les taux de change bilatéraux entre deux pays évoluent à long terme pour maintenir une égalité des niveaux des prix entre les deux pays. En effet, les taux de change de certaines économies émergentes manifestent une tendance à la dépréciation par rapport aux devises des économies développées qui est le reflet d'une inflation plus élevée. Une telle dépréciation n'est pas signe d'une compétitivité accrue mais d'une augmentation plus rapide du niveau des prix. Pour tenir compte de tels phénomènes, on distingue le taux de change effectif *nominal* (TCEN) du taux de change effectif *réel* (TCER). A la différence du taux de change effectif nominal, le taux de change effectif réel introduit dans chaque terme de la moyenne pondérée un facteur composé par le rapport entre deux indicateurs de prix: un pour l'économie domestique et un pour le partenaire commercial en question.

²⁴ Note rédigée par Mme C. Olsommer et M. P. Guarda.

²⁵ BCE (2000) «Les taux de change effectifs nominaux et réels de l'euro», *Bulletin mensuel*, Avril, pp. 39-49.

²⁶ BCE (2003) «Les évolutions de la compétitivité internationale de la zone euro en termes de prix et de coûts», *Bulletin mensuel*, Août, pp. 69-77.

²⁶ Chambre de Commerce (2003) «La position compétitive de l'économie luxembourgeoise», *Actualités & tendances*, n° 2, 2003.

Le taux de change effectif réel se calcule²⁷ à l'aide de la formule suivante:

$$TCER = \prod_{i=1}^N \left(\frac{d_{Lu} e_{i,Lu}}{d_i} \right)^{w_i}$$

Où d_i est le déflateur d'un partenaire commercial i donné et d_{Lu} le déflateur du Luxembourg. A noter que, suite à l'introduction de l'euro le premier janvier 1999, les taux de change entre le Luxembourg et ses principaux partenaires commerciaux ont été irrévocablement fixés. Dès lors, les évolutions du taux de change effectif réel du Luxembourg sont influencées surtout par des variations de prix relatifs à l'intérieur de l'union monétaire. Par la suite, le taux de change effectif réel pour le Luxembourg est généralement nommé «indicateur de compétitivité nationale» pour signaler cet aspect et pour le distinguer du taux de change effectif réel de l'euro, dont les pondérations se basent sur la structure des échanges commerciaux de la zone euro en tant qu'entité économique.

La présente analyse se limite à la notion de compétitivité internationale en termes de prix et de coûts telle que mesurée par le taux de change effectif, sans se pencher sur d'autres facteurs tels que la qualité, disponibilité ou fiabilité des produits qui peuvent engendrer des prix/coûts plus élevés sans impliquer une compétitivité plus faible.

2.2.2 Les problèmes méthodologiques

La référence utilisée pour le calcul des pondérations

Il est nécessaire de déterminer préalablement le poids relatif de chaque partenaire commercial du Luxembourg dans l'ensemble des échanges extérieurs du Luxembourg. Nous retenons ici les pondérations calculées pour le Luxembourg au sein de la BCE²⁸. Ces pondérations sont estimées sur base des échanges de produits manufacturés tels que définis dans les sections 5 à 8 de la Classification type pour le commerce international (CTCI 5-8), c'est-à-dire à l'exclusion des produits agricoles, des matières premières et des produits énergétiques. Il est intéressant de se limiter aux produits manufacturés dans la mesure où ils sont plus comparables

entre les pays et font plus facilement l'objet d'échanges commerciaux. Idéalement, il serait souhaitable d'inclure aussi les échanges de services en raison de leur part grandissante dans le commerce international (et leur importance pour le Luxembourg) mais dans les faits cela est très délicat en raison du faible degré de comparabilité des données concernant les prix des services et de la disponibilité plus réduite des données sur le commerce des services.

Les pondérations calculées par la BCE se basent sur la moyenne des exportations et des importations de 1995 à 1997. Des moyennes sur trois années sont utilisées afin de réduire l'impact d'échanges très importants ayant un caractère exceptionnel. Les pondérations sont maintenues constantes dans les calculs du taux de change effectif pendant l'ensemble de la période sous revue. D'ailleurs, le poids des partenaires commerciaux dans les échanges du Luxembourg tend à ne varier que très peu et très graduellement au cours du temps. Cependant, il est prévu de mettre à jour les pondérations à intervalles de cinq ans.

2.2.2.1 Le choix des pays partenaires

Le choix des partenaires commerciaux à considérer se base non seulement sur le niveau de participation des différents pays dans les échanges avec le Luxembourg, mais aussi sur la disponibilité de données quant aux taux de change des partenaires commerciaux ainsi que de leurs indices respectifs de prix et de coûts sur tout l'horizon temporel prédéfini pour réaliser l'étude. C'est pourquoi cette analyse suit une double approche pour le calcul des taux de change effectifs, en sélectionnant deux groupes de pays: un groupe restreint comprenant 23 pays, et un groupe élargi de 49 partenaires commerciaux.

Le groupe restreint, qui couvre une part importante des échanges totaux de produits manufacturés du Luxembourg (85,0 % entre 1995 et 1997), est constitué des pays pour lesquels une gamme suffisamment étendue d'indices de prix et de coûts faisant l'objet d'une publication mensuelle ou trimestrielle relativement régulière et sûre existe. Le groupe élargi des partenaires couvre 88,9 % du commerce extérieur du Luxembourg mais présente des séries d'indices de prix et de coûts

²⁷ La formule présentée est pertinente uniquement si les taux de change bilatéraux nominaux sont cotés au certain (unités de devise étrangère pour une unité de devise nationale). Par contre, si les taux de change bilatéraux nominaux sont cotés à l'incertain, il faut inverser la position des déflateurs.

²⁸ Buldorini, Luca, Stelios Makrydakís, et Christian Thimann (2002) "The effective exchange rates of the euro", BCE Occasional Paper n° 2.

d'une qualité plus fragile pour certains pays en transition notamment.

En termes de pondération globale des échanges commerciaux, les principaux partenaires commerciaux du Luxembourg sont: l'Allemagne (26,4 % dans l'indice étroit et 24,6 % dans l'indice large), la Belgique (20,5 % et 19,1 %), la France (15,7 % et 14,6 %), les Etats-Unis (7,1 % et 6,6 %), les Pays-Bas (5,9 % et 5,6 %), le Royaume-Uni (5,4 % et 5,1 %), et l'Italie (5,1 % et 4,8 %). Tous les autres partenaires commerciaux ont une part inférieure à 3,3 %, tant dans les indices étroits que larges, ce qui indique une dispersion relativement forte du commerce extérieur du Luxembourg.

2.2.2.2 La méthode de pondération

La méthodologie adoptée pour calculer les pondérations est inspirée de celle utilisée dans le calcul des indices de taux de change effectif publiés par la Banque des règlements internationaux (BRI)²⁹. Ainsi, ces pondérations

intègrent des informations sur la structure des importations et des exportations.

Du côté des importations, les pondérations correspondent tout simplement aux parts de chaque pays partenaire dans le total des importations du Luxembourg. Du côté des exportations, on applique une double pondération³⁰ pour prendre en considération les effets liés à la concurrence du partenaire commercial en question non seulement au Luxembourg mais aussi dans des pays tiers. C'est-à-dire pour refléter la concurrence à laquelle sont confrontés les exportateurs luxembourgeois sur les marchés étrangers de la part des producteurs locaux et des exportateurs des pays tiers. Comme la double pondération impose de mesurer aussi l'offre nationale de produits manufacturés sur chaque marché à l'exportation, cette dernière a été estimée en soustrayant les exportations nettes de produits manufacturés de chaque pays partenaire de la valeur ajoutée dans son industrie manufacturière.

Tableau 1 Pondérations dans les indices étroits et larges des TCE du Luxembourg

<i>Pays partenaires</i>	<i>Part simple dans le commerce de produits manufacturés¹⁾</i>	<i>Poids total dans l'indice TCE étroit²⁾</i>	<i>Part simple dans le commerce de produits manufacturés¹⁾</i>	<i>Poids total dans l'indice TCE large²⁾</i>
Groupe large: ³⁾				
Groupe restreint	100,00	100,00	100,00	100,00
Allemagne	28,82 %	26,36 %	27,56 %	24,60 %
Autriche	1,25 %	1,48 %	1,20 %	1,38 %
Belgique	23,91 %	20,45 %	22,86 %	19,08 %
Danemark	0,48 %	0,62 %	0,46 %	0,58 %
Espagne	1,36 %	1,90 %	1,30 %	1,77 %
Finlande	0,36 %	0,49 %	0,35 %	0,46 %
France	18,20 %	15,66 %	17,40 %	14,61 %
Grèce	0,16 %	0,16 %	0,15 %	0,15 %
Irlande	0,24 %	0,64 %	0,23 %	0,60 %
Italie	4,14 %	5,12 %	3,96 %	4,78 %
Pays-Bas	5,46 %	5,94 %	5,22 %	5,55 %
Portugal	0,28 %	0,43 %	0,27 %	0,40 %
Suède	0,84 %	1,02 %	0,80 %	0,95 %
Royaume-Uni	5,04 %	5,41 %	4,82 %	5,05 %
Australie	0,10 %	0,12 %	0,09 %	0,11 %

²⁹ Philip Turner, Jozef Van 't dack (1992) "Measuring International Price and Cost Competitiveness", Bank for International Settlements Economic Paper n° 39.

³⁰ Le calcul de cette double pondération est expliqué en plus de détails dans l'annexe.

Canada	0,11 %	0,25 %	0,11 %	0,23 %
Corée du Sud	0,14 %	0,49 %	0,13 %	0,45 %
Etats-Unis	5,13 %	7,08 %	4,91 %	6,61 %
Hong Kong	0,38 %	0,62 %	0,36 %	0,58 %
Japon	1,81 %	3,22 %	1,73 %	3,01 %
Norvège	0,11 %	0,22 %	0,11 %	0,21 %
Singapour	0,06 %	0,35 %	0,05 %	0,33 %
Suisse	1,62 %	1,95 %	1,55 %	1,82 %
Autres pays inclus dans le groupe large				
Afrique du Sud			0,15 %	0,20 %
Algérie			0,02 %	0,02 %
Argentine			0,02 %	0,03 %
Brésil			0,95 %	0,96 %
Chine			0,48 %	0,98 %
Chypre			0,01 %	0,01 %
Croatie			0,04 %	0,06 %
Estonie			0,00 %	0,01 %
Hongrie			0,09 %	0,21 %
Inde			0,12 %	0,29 %
Indonésie			0,04 %	0,14 %
Israël			0,16 %	0,22 %
Malaisie			0,07 %	0,21 %
Maroc			0,04 %	0,10 %
Mexique			0,03 %	0,11 %
Nouvelle Zélande			0,02 %	0,03 %
Philippines			0,03 %	0,07 %
Pologne			0,44 %	0,49 %
République Tchèque			0,52 %	0,55 %
Roumanie			0,02 %	0,09 %
Russie			0,33 %	0,46 %
Slovaquie			0,02 %	0,10 %
Slovénie			0,14 %	0,16 %
Taiwan			0,37 %	0,63 %
Thaïlande			0,06 %	0,21 %
Turquie			0,20 %	0,33 %

Source: Eurostat (comext) et calculs BCE.

¹ Les parts simples des importations et des exportations dans l'ensemble des échanges de produits manufacturés du Luxembourg ne comprennent pas les «effets de marché tiers».

² Les pondérations globales sont une moyenne pondérée des parts simples des importations et des doubles pondérations des exportations, c'est-à-dire qu'elles prennent en compte les «effets de marché tiers».

³ Le groupe large comprend les pays inclus dans le groupe restreint et les «autres pays inclus dans le groupe large».

Si l'on procède à une comparaison entre les pondérations simples des partenaires dans le total des échanges de produits manufacturés du Luxembourg et le poids total dans l'indice TCE, on peut repérer les pays partenaires qui livrent une concurrence plus intense aux exportateurs du Luxembourg sur les marchés tiers que ne le

laissent supposer les pondérations simples. En effet, au regard des résultats obtenus dans le tableau 1, les Etats-Unis, le Japon et l'Italie en particulier livrent une concurrence significativement plus intense aux exportateurs luxembourgeois sur les marchés tiers car ils tendent à avoir des poids totaux dans le TCE du Luxembourg

plus importants que ce que laissent supposer leurs parts simples correspondantes dans les échanges de produits manufacturés de l'économie luxembourgeoise.

2.2.2.3 Le choix des déflateurs

Les indicateurs de compétitivité sont obtenus en déflétant le taux de change effectif nominal par des indices de prix ou de coûts appropriés. Ces indices peuvent être l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix à la production ou encore les indices des coûts salariaux unitaires.

Les indices des prix à la consommation sont les plus utilisés car ils présentent le double avantage d'être à la fois rapidement disponibles et de présenter des définitions relativement homogènes d'un pays à l'autre. De plus, ils ne font généralement l'objet que de révisions mineures. Toutefois, ils ne sont pas idéaux car ils se limitent aux prix des biens de consommation finale à l'exclusion des prix des biens intermédiaires ou des biens d'équipement qui sont souvent l'objet d'échanges internationaux. De plus, l'interprétation des évolutions des indices des prix à la consommation peut être faussée par des changements dans la fiscalité indirecte et les subventions. Enfin, ces indices comprennent aussi une part significative de biens ne faisant pas l'objet d'un échange international comme par exemple les services aux consommateurs.

Les indices des prix à la production présentent l'avantage de privilégier non plus le volet « consommation » comme ceux présentés précédemment, mais le volet « production » de l'économie, ce qui semble mieux refléter les considérations liées à la compétitivité internationale. Par rapport aux indices des prix à la consommation, les indices des prix à la production contiennent une plus grande proportion de biens donnant lieu à des échanges internationaux. D'ailleurs, même si certains biens inclus dans l'indice des prix à la production ne sont pas importés ou exportés, il n'en demeure pas moins qu'ils sont plus facilement exposés à la concurrence internationale que les biens non échangés qui sont repris dans le panier de l'indice des prix à la consommation. Toutefois, les indices des prix à la production possèdent l'inconvénient d'être plus hétérogènes au niveau international. Il faut aussi signaler qu'ils peuvent refléter des stratégies d'adaptation des prix aux marchés. C'est-à-dire que certains exportateurs peuvent compenser des fluctuations des taux de change

en ajustant leur marge bénéficiaire. Dans cette perspective, les prix à la production peuvent donner une image faussée de la compétitivité.

Afin de pallier ce biais des indices des prix à la production, il peut être intéressant de construire un indicateur de compétitivité déflaté par un indice des coûts salariaux unitaires dans l'industrie manufacturière. Ceci reflète plus exactement les coûts de production et est plus difficilement influençable par les stratégies de fixation des prix. Cependant, cet indicateur doit aussi être analysé avec circonspection en raison de sa couverture sectorielle limitée et du fait qu'il ne tient pas compte des autres coûts de production tels que les prix des produits intermédiaires. De plus, cet indice présente un faible degré de comparaison au niveau international et il est souvent sujet à d'importantes révisions.

Au regard de la description de ces indices et étant donné qu'aucun d'entre eux ne répond à toutes les conditions d'un indice idéal de la compétitivité, une attitude très pragmatique doit être privilégiée consistant à comparer les évolutions des indicateurs de compétitivité calculés sur base de chacun de ces indices. Il est donc nécessaire lors de l'analyse de garder à l'esprit les avantages et inconvénients de chaque indice pour ne pas tirer de conclusion trop catégorique lors de l'interprétation de l'évolution des indicateurs de compétitivité prix et coûts.

2.2.2.4 La disponibilité des données et la fréquence des indicateurs de compétitivité

Le taux de change effectif nominal vis-à-vis des pays appartenant au groupe restreint a été calculé à partir de janvier 1990 en fréquence mensuelle. Du côté du groupe large de partenaires, les données nécessaires ne sont disponibles qu'à partir de janvier 1995 en raison des lacunes dans les séries de données relatives à certaines économies en transition avant cette date.

En ce qui concerne les déflateurs, les indices des prix à la consommation ainsi que les indices des prix à la production sont disponibles à une fréquence mensuelle, ce qui permet de calculer des taux de change effectifs réels déflatés par ces indices pour chaque mois. Par contre, le déflateur des coûts unitaires de main-d'œuvre dans le secteur manufacturier est uniquement disponible sur une base trimestrielle, ce qui permet de calculer l'indicateur de compétitivité coûts pour le Luxembourg

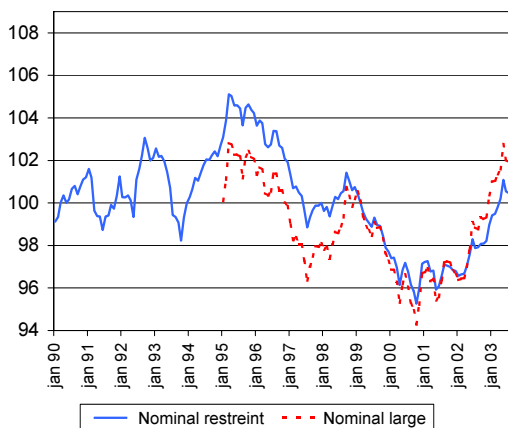
uniquement à cette fréquence. Soulignons que le dernier déflateur cité présente un délai de publication plus élevé que celui des deux autres, ce qui explique l'absence de la poursuite de cette série au-delà du premier trimestre 2003.

2.2.3 Présentation et analyse des indicateurs de compétitivité

Le taux de change effectif nominal se calcule sur base d'une moyenne géométrique pondérée des taux de change bilatéraux vis-à-vis des monnaies des principaux partenaires commerciaux retenus. Les pondérations qui ont été utilisées sont celles prenant en considération la concurrence avec les pays tiers, présentées dans le tableau 1, et les taux de change bilatéraux sont des moyennes mensuelles. Les indicateurs qui paraissent dans les graphiques suivants sont normalisés par rapport au premier trimestre 1999 (base 100 au premier trimestre 1999). Cette période de référence coïncide avec le début de la phase III de l'UEM et est suffisamment longue pour réduire le plus possible tout biais éventuel lié au choix d'une période plus courte qui peut se révéler atypique. Il faut signaler que le choix de cette période de référence n'a aucun rapport à une quelconque notion de «taux de change d'équilibre».

Graphique 6

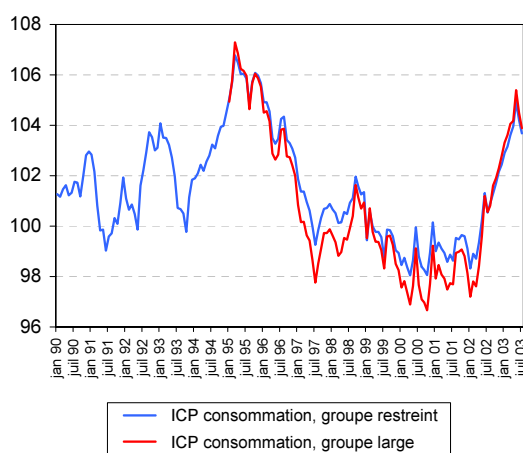
Taux de change effectif nominal par rapport aux monnaies des groupes restreint et large de partenaires commerciaux (moyennes mensuelles)



Source: BCE, FMI, calculs BCL

Graphique 7

Indicateurs de compétitivité prix (ICP) par rapport aux monnaies des groupes restreint et large de partenaires commerciaux déflatés par les prix à la consommation (moyennes mensuelles)



Source: BCE, FMI, Eurostat, calculs BCL

Au regard du graphique 6, une hausse de l'indice correspond à une appréciation de la devise luxembourgeoise, c'est-à-dire à une perte de compétitivité pour les entreprises luxembourgeoises. L'analyse comparée du taux de change effectif nominal du Luxembourg vis-à-vis du groupe restreint et du groupe large met en lumière des comportements divergents entre ces deux groupes pendant la période sous revue. En particulier, l'indicateur élargi a tendance à se trouver en dessous du taux de change effectif pour le groupe étroit avant la période de référence et à prendre des valeurs supérieures après cette période. Ainsi, l'indicateur large suggère une appréciation plus importante du taux de change effectif sur l'ensemble de la période considérée. Cette différence provient de la présence dans le groupe large d'économies qui ont enregistré des taux d'inflation relativement élevés ayant déprécié la valeur externe nominale de la monnaie de ces pays.

Pour tenir compte de ces effets, les taux de change effectifs nominaux sont déflatés par le rapport des indices des prix à la consommation. L'indicateur de compétitivité national qui en résulte est présenté au graphique 7, dans lequel le décalage entre les séries se trouve considérablement réduit. Dès lors, le rapproche-

ment entre l'indicateur pour le groupe large et le groupe restreint suggère que la prise en compte des pays additionnels dans le groupe large n'apporte que peu d'information supplémentaire. Cela justifie l'utilisation du seul groupe restreint dans le calcul des différents indicateurs de compétitivité présentés dans la suite.

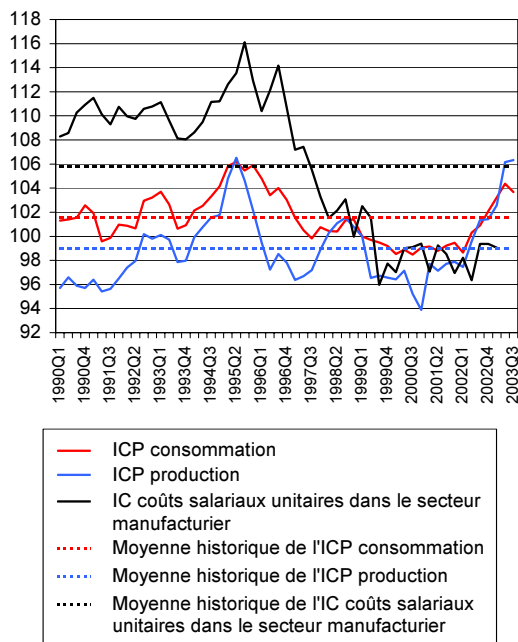
Le graphique 8 compare l'évolution de trois différents indicateurs de compétitivité par rapport au groupe restreint calculés à l'aide de trois déflateurs alternatifs: l'indice des prix à la consommation, l'indice des prix à la production, et l'indice des coûts salariaux unitaires dans le secteur manufacturier. A noter que les trois séries sont normalisées à 100 dans le premier trimestre de 1999. Par conséquent, l'évolution des différentes séries est plus significative que les différences de niveaux.

Force est de constater que les trois indicateurs suivent globalement les mêmes tendances depuis le début des années 1990, même s'ils présentent des volatilités très différentes. De fait, c'est l'indicateur de compétitivité basé sur les coûts salariaux unitaires qui est le plus volatil alors que celui qui mesure la compétitivité par rapport aux prix à la consommation est le moins volatil³¹. Ceci s'explique par la corrélation élevée entre l'indice des prix à la consommation au Luxembourg et dans les pays partenaires, ce qui situe leur rapport généralement près de l'unité. La même observation est pertinente, mais dans une moindre mesure, pour l'indice des prix à la production. Par contre, l'indice des coûts salariaux unitaires au Luxembourg est beaucoup moins corrélé avec les indices des coûts salariaux unitaires des pays partenaires, et donc leur rapport s'éloigne plus facilement de l'unité. Ces différents degrés de corrélation (induisant des différents degrés de volatilité) sont logiques dans la mesure où au Luxembourg les prix (à la consommation comme à la production) sont généralement influencés par les prix des importations. Par contre, l'indice des coûts salariaux unitaires se base sur deux ratios (la rémunération par salarié rapportée à la production par employé). Il suffit qu'une seule des quatre variables sous-jacentes de cet indice évolue différemment au Luxembourg par rapport à l'étranger, pour générer des fluctuations importantes du rapport des indices des coûts salariaux unitaires au Luxembourg et dans le pays partenaire. Evidemment, des spécificités de l'économie luxembourgeoise, telles que la faible diversification du secteur industriel et le nombre restreint d'entreprises manufacturières, augmentent aussi la volatilité de l'indice des coûts salariaux unitaires et baissent ainsi sa corrélation avec les coûts salariaux unitaires à l'étranger.

De manière plus détaillée, les indicateurs de compétitivité vis-à-vis du groupe restreint ont suivi une tendance à l'appréciation, donc de perte relative de compétitivité, de janvier 1990 jusqu'à la fin du premier trimestre 1995. Cette période a cependant été ponctuée par une dépréciation aiguë au cours des deuxième et troisième trimestres 1993 apparue dans le sillage de la crise qui a touché le système monétaire européen. De fait, lors de cette crise les monnaies de plusieurs pays devant par la suite adopter l'euro ont enregistré une dépréciation substantielle.

Graphique 8

Indicateurs de compétitivité vis-à-vis du groupe restreint tenant compte de différents déflateurs (données mensuelles / trimestrielles)



Source: BCE, FMI, Eurostat, calculs BCL

31 Cette comparaison s'appuie sur le calcul de l'écart type des IC sur l'ensemble de la période comprise entre janvier 1990 et juillet 2003. En effet, les écarts types de l'ICP consommation, production et de l'IC coûts salariaux unitaires dans le secteur manufacturier au cours de la période sous revue sont respectivement de 2,1, 3,0 et de 5,9 points d'écart moyen à la moyenne.

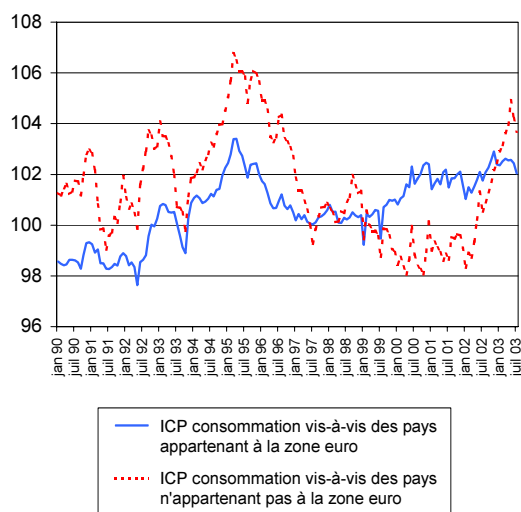
Puis, ces indicateurs de compétitivité se sont graduellement dépréciés jusqu'à la fin de 1998 respectivement de 3,9 %, 3,7% et de 13,9 % à leur niveau du dernier trimestre 1995. Ceci met en lumière une période de gain relatif de compétitivité pour l'économie luxembourgeoise vis-à-vis de ses principaux partenaires commerciaux. Plus précisément, de 1995 jusqu'au premier semestre de 1997, le gain de compétitivité de l'économie luxembourgeoise a été très significatif, faisant essentiellement écho à l'appréciation du dollar américain et de la livre sterling. Puis, à partir du second semestre de 1997, cette tendance s'est atténuée car la crise financière et monétaire qui a touché l'Asie a indirectement eu pour effet d'atténuer la dépréciation de la plupart des devises européennes vis-à-vis des devises asiatiques notamment.

Suite à l'introduction de la monnaie unique, le niveau de la compétitivité de l'économie luxembourgeoise s'est graduellement amélioré au regard des différents indicateurs, lesquels ont enregistré des dépréciations de l'ordre de 0,5 %, 2,1 % et de 5,4 % entre le premier trimestre de 1999 et le dernier trimestre de 2001. Dans la mesure où à partir du premier janvier 1999, les parités ont été irrévocablement fixées entre les devises appartenant à la zone, et dans la mesure où des hausses quasi similaires des prix à la consommation entre ces pays de cette zone monétaire ont été enregistrées, ce gain relatif de compétitivité du Luxembourg s'explique essentiellement par la dépréciation de l'euro vis-à-vis de pays extra-zone euro comme le décrit le graphique 11. Cependant, à partir du dernier trimestre 2002, la tendance s'est inversée. Depuis lors, les indicateurs de compétitivité s'inscrivent dans une tendance à l'appréciation, ce qui révèle une perte relative de compétitivité de l'économie luxembourgeoise de l'ordre de 4,2 % et de 8,6 % pour l'indicateur de la compétitivité basé sur l'indice des prix à la consommation et celui basé sur l'indice des prix à la production (entre le premier trimestre 1999 et le troisième trimestre 2003) et de l'ordre de 8,6 % pour l'indicateur de compétitivité basé sur les

coûts unitaires salariaux (entre le premier trimestre 1999 et le premier trimestre 2003³²). Alors que les indicateurs de compétitivité prix ont tous deux dépassé leurs moyennes historiques respectives³³ au cours de cette dernière période mettant en lumière une perte de compétitivité pour l'économie luxembourgeoise, l'indicateur de compétitivité coûts quant à lui est demeuré à un niveau inférieur à sa moyenne historique, ce qui permet pour l'heure de relativiser la perte de compétitivité coûts enregistrée par l'économie luxembourgeoise depuis le second semestre 2002.

Graphique 9

Décomposition de l'indicateur de compétitivité prix à la consommation vis-à-vis du groupe restreint entre les pays partenaires appartenant à la zone euro et ceux n'y appartenant pas (moyennes mensuelles)



Source: BCE, FMI, Eurostat, calculs BCL

32 L'indicateur de compétitivité coûts présente un horizon d'étude moins étendu que celui disponible pour les indicateurs de compétitivité prix en raison de l'indisponibilité des indices de coûts de la main-d'œuvre dans le secteur manufacturier au-delà du premier trimestre 2003 dans certaines économies partenaires du Luxembourg.

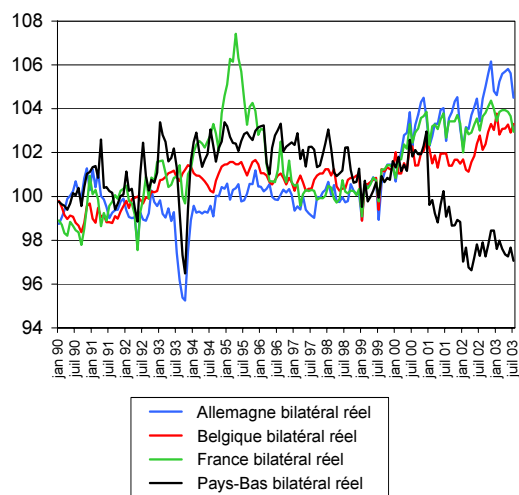
33 Les moyennes historiques des indicateurs de compétitivité prix à la consommation et prix à la production sur la période s'étalant du premier trimestre 1990 au troisième trimestre 2003 sont respectivement de 101,5 et de 99,0. La moyenne historique de l'indicateur de compétitivité déflaté par les coûts de la main-d'œuvre dans le secteur manufacturier calculée entre le premier trimestre 1990 et le premier trimestre 2003 est de 105,8.

Le graphique 9 met en lumière les évolutions de la compétitivité de l'économie luxembourgeoise, d'une part vis-à-vis des pays de la zone euro et, d'autre part, par rapport à ceux n'appartenant pas à cette zone monétaire. La grande volatilité qui caractérise l'évolution de l'indicateur de compétitivité vis-à-vis du groupe de pays n'appartenant pas à la zone euro peut être expliquée par le fait que certains de ces partenaires commerciaux ont enregistré des taux d'inflation plus élevés et des fluctuations de leurs taux de change nominaux d'une plus grande amplitude que ceux enregistrés au Luxembourg tout au long de la période sous revue. Plus en détail, de janvier 1990 jusqu'à la fin du premier trimestre 1995, ces deux indicateurs décrivent une perte relative de compétitivité prix de l'ordre de 4,9 % et de 5,4 % respectivement, suivie d'une période au cours de laquelle l'économie luxembourgeoise a regagné du terrain sur ses concurrents jusqu'à la fin de 1998, à hauteur de 4,0 % et de 6,9 % à leur niveau de mars 1995. D'ailleurs, le gain plus substantiel de compétitivité prix de l'économie luxembourgeoise vis-à-vis des autres économies au cours de cette dernière période sous revue résulte de l'inflation très forte observée dans certaines économies émergentes.

Après l'introduction de l'euro au premier janvier 1999, l'indicateur de compétitivité prix vis-à-vis des pays appartenant à la zone euro n'a nullement perdu de sa signification du fait de la fixité irrévocable des taux de change qui a été mise en place au sein de cette zone monétaire. En effet, à partir de ce moment, il décrit les évolutions des prix relatifs, à savoir une progression des prix au Luxembourg sensiblement supérieure à celle observée dans les autres pays de la zone euro.

Graphique 10

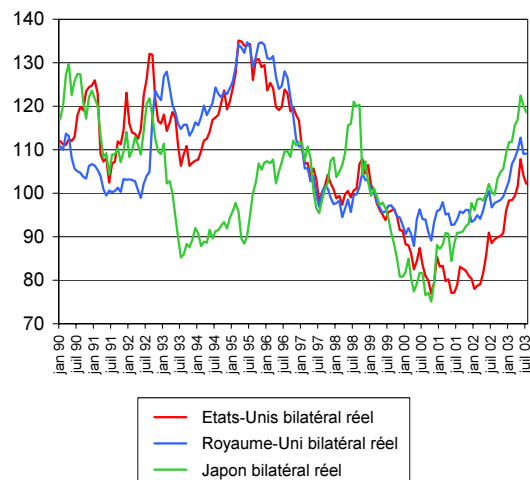
Taux de change réels bilatéraux déflatés par les indices de prix à la consommation vis-à-vis de l'Allemagne, de la Belgique, de la France et des Pays-Bas (moyennes mensuelles)



Source: BCE, FMI, Eurostat, calculs BCL

Graphique 11

Taux de change réels bilatéraux déflatés par les indices de prix à la consommation vis-à-vis des Etats-Unis, du Royaume-Uni et du Japon (moyennes mensuelles)



Source: BCE, FMI, Eurostat, calculs BCL

L'analyse des graphiques 10 et 11 met en lumière l'origine des fluctuations de l'indicateur de compétitivité prix à la consommation. Tout au long de la première moitié des années 1990, la perte de compétitivité prix à la consommation de l'économie luxembourgeoise vis-à-vis de ses quatre principaux partenaires commerciaux mais aussi par rapport aux Etats-Unis et au Royaume-Uni explique en grande partie la perte globale de compétitivité prix affichée par le taux de change effectif lors de cette période. La même explication prévaut pour expliquer le gain relatif de compétitivité affiché par le taux de change effectif de 1995 à la fin de 1998. A noter que le gain ponctuel mais substantiel de compétitivité prix décrit par le taux de change effectif au cours des deuxième et troisième trimestres 1993 provient bien de la dépréciation aiguë des taux de change réels bilatéraux de l'économie luxembourgeoise vis-à-vis de certains pays du groupe restreint préparant leur entrée au sein de la future zone euro.

Puis, suite à l'introduction de l'euro le premier janvier 1999, les taux de change entre les pays ayant adopté cette monnaie ont été irrévocablement fixés. Dès lors, le graphique 10 ne décrit plus que des variations de prix relatifs. De fait, au regard de ce graphique, depuis l'introduction de la monnaie unique, l'économie luxembourgeoise a vu sa compétitivité prix se détériorer par rapport à ses partenaires commerciaux limitrophes. Pourtant bien que l'économie luxembourgeoise ait aussi perdu de la compétitivité prix par rapport aux Pays-Bas au cours des deux années qui ont suivi l'introduction de l'euro, elle a ensuite enregistré un gain substantiel de compétitivité vis-à-vis de cet important partenaire commercial jusqu'à nos jours. Du côté de la compétitivité prix de l'économie luxembourgeoise par rapport à ses trois principaux partenaires commerciaux n'appartenant pas à l'Union européenne, force est de constater que l'économie luxembourgeoise a gagné de la compétitivité dans le sillage de la dépréciation de l'euro de janvier 1999 à octobre 2000 par rapport au dollar américain, au yen, et à la livre sterling. Puis, de novembre 2000 à nos jours, l'appréciation de l'euro vis-à-vis des devises précitées a contribué à la détérioration de la compétitivité prix de l'économie luxembourgeoise jusqu'à la fin de la période sous revue.

2.2.4 Conclusion

Le présent article a passé en revue les évolutions de la compétitivité de l'économie luxembourgeoise en termes de prix et coûts. Il a montré que les indicateurs de compétitivité prix dépassent leur moyenne historique à la fin de la période sous revue, mettant en lumière une perte significative de compétitivité prix de l'économie luxembourgeoise vis-à-vis du groupe restreint de 23 partenaires pris en considération. L'indicateur de compétitivité coûts s'est aussi détérioré depuis le second trimestre 2002, mais reste en deçà de sa moyenne historique jusqu'au premier trimestre 2003. Il ressort donc que ces indicateurs de compétitivité prix et coûts ont des tendances qui évoluent globalement de concert, ce qui tend à légitimer leur représentativité de la compétitivité de l'économie luxembourgeoise.

2.2.5 Annexe: Calcul des indicateurs de compétitivité

La méthodologie adoptée pour le calcul des indicateurs de compétitivité est identique à celle utilisée par la BRI dont les formules sont présentées ci-dessous.

2.2.5.1 Calcul des pondérations simples des importations

Les pondérations appliquées aux importations ne sont soumises à aucune correction et coïncident dès lors avec la part simple des importations (m_i) en provenance d'un des N pays partenaires dans les importations totales du Luxembourg, à savoir:

$$w_i^m = m_i = \frac{m_i^{Lu}}{\sum_{i=1}^N m_i^{Lu}}$$

Tel que $i = 1, 2, \dots, N$ et m_i^{Lu} représente les importations brutes du Luxembourg en provenance du pays i au cours de la période de référence.

2.2.5.2 Calcul des pondérations doubles des exportations

Si on fait l'hypothèse que l'économie luxembourgeoise exporte vers H marchés étrangers et que x_j^{Lu} représente les exportations brutes du Luxembourg vers le marché

j au cours de la période de référence, la part de chaque pays dans les exportations totales est calculée alors de la manière suivante:

$$x_j = \frac{x_j^{Lu}}{\sum_{j=1}^H x_j^{Lu}}$$

Tel que $j = 1, 2, \dots, H$.

Après avoir calculé les parts simples des exportations de chaque pays à destination du Luxembourg, il est nécessaire d'ajuster ces parts pour tenir compte des effets de marché tiers. Afin de réaliser un tel ajustement, on suppose que seulement N pays partenaires sont les seuls fournisseurs des H marchés étrangers et que les exportations de produits manufacturés, de même que l'offre du secteur manufacturier national des pays ne faisant pas partie (c'est-à-dire $N-H$), que l'on appelle «reste du monde», ne sont pas en concurrence avec les biens produits par les pays partenaires. La double pondération des exportations de chaque pays partenaire se définit comme suit:

$$w_i^x = \sum_{j=1}^H S_{i,j} x_j$$

Où $i = 1, 2, \dots, N$ et $S_{i,j}$ représente la part de marché du pays i dans le marché j et est défini de la manière suivante:

$$S_{i,j} = \frac{S_{i,j}^{Lu}}{\sum_{i=1}^N S_{i,j}^{Lu}}$$

Tel que $S_{i,j}^{Lu}$ (pour $i \neq j, i=1, 2, \dots, N$ et $j=1, 2, \dots, H$) représente les exportations brutes du pays i vers le marché j , et $S_{i,i}^{Lu}$ (pour $i=1, 2, \dots, N$) la production intérieure brute destinée au marché intérieur du pays i .

2.2.5.3 Calcul de la pondération des échanges globaux

Pour obtenir la pondération de chaque pays partenaire dans les échanges globaux on combine la pondération simple des importations avec la pondération double des exportations en appliquant la formule suivante:

$$w_i = \left(\frac{x^{Lu}}{x^{Lu} + m^{Lu}} \right) w_i^x + \left(\frac{m^{Lu}}{x^{Lu} + m^{Lu}} \right) w_i^m$$

Où $x^{Lu} = \sum_{j=1}^H x_j^{Lu}$ représente les exportations du Luxembourg à destination des H marchés étrangers et $m^{Lu} = \sum_{i=1}^N m_i^{Lu}$ les importations du Luxembourg en provenance des N pays partenaires.

2.3 LA SITUATION BUDGÉTAIRE DE L'ASSURANCE MALADIE-MATERNITÉ³⁴

La présente analyse vise à faire le point sur la situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité dans une optique de moyen terme. En dépit de l'adoption de nouvelles mesures dans la foulée de la réunion tripartite nationale du 24 novembre dernier, les perspectives financières des caisses de maladie paraissent assombries, du moins en l'absence de réformes structurelles susceptibles d'induire un ralentissement structurel de la croissance des dépenses de santé. Un bref examen de l'évolution des recettes et des dépenses de santé au cours de la période 1990-2002 permettra d'isoler les principaux déterminants de l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie. Sur la base des informations rassemblées à cette occasion, il sera procédé à diverses projections, sur un horizon allant jusqu'en 2030. Ces projections ne constituent pas à proprement parler des prévisions. Elles visent plutôt à mieux baliser d'évolution future au moyen d'un outil analytique cohérent.

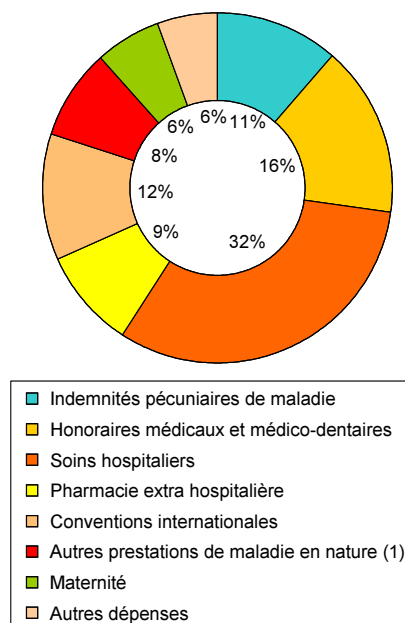
2.3.1 Évolution des dépenses, des recettes et de la situation budgétaire du système d'assurance maladie-maternité

2.3.1.1 Les dépenses de l'assurance maladie-maternité

A raison de près de 80 %, les dépenses de l'assurance maladie-maternité correspondent à des prestations en nature, les trois catégories les plus importantes étant les soins hospitaliers, les honoraires médicaux et médico-dentaires et les conventions internationales. Ces dernières reflètent l'important recours des assurés frontaliers et des membres de leurs familles à des prestataires de soins situés dans leurs pays respectifs. En conséquence, l'évolution de ce poste de dépenses dépend du nombre de frontaliers et de l'évolution des coûts médicaux dans les trois pays voisins.

Graphique 12

Composition des dépenses de l'assurance maladie-maternité en 2003 (En pourcentages du total)



Source: UCM (Budget voté 2003)

(1) A l'exclusion des prestations de maternité en nature.

Les dépenses effectives de santé se sont accrues à un rythme très élevé au Luxembourg de 1990 à 2002. En termes nominaux, elles ont en effet affiché une progression annuelle moyenne égale à 8,5 %³⁵. Ce rythme soutenu s'explique cependant pour partie par deux facteurs qui ne relèvent pas de la dynamique interne

³⁴ Note rédigée par M. Muriel Bouchet

³⁵ Source: UCM (2003).

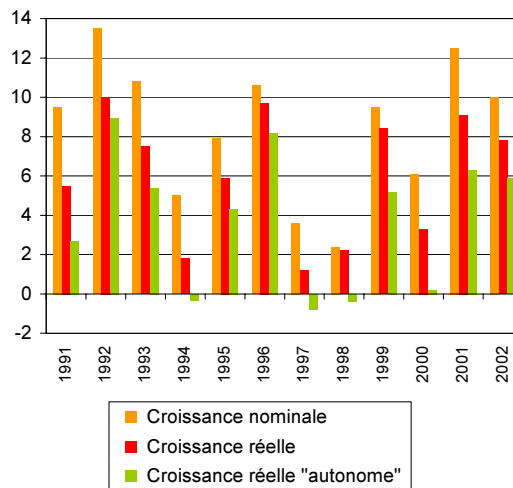
du système de santé. En premier lieu, l'indice des prix à la consommation a en moyenne augmenté de 2,5 % par an au cours de la période sous revue de sorte qu'exprimées en termes réels, les dépenses de soins de santé ont progressé de 6 % par an. En second lieu, la population protégée s'est fortement accrue au Luxembourg, du fait d'une immigration importante et d'un recours accru à la main-d'œuvre frontalière. Ainsi, la population protégée active résidente serait passée de 280 000 à 332 000 individus de 1990 à 2002³⁶. Dans le même temps, la population protégée active non-résidente aurait plus que triplé, pour atteindre 133 000 individus en 2002. Seule la catégorie qui regroupe les assurés pensionnés et les membres de leurs foyers a manifesté une relative stabilité, le nombre d'individus concernés n'ayant augmenté que de 11 % au cours de la période 1990-2002, pour atteindre 101 500 personnes à la fin de 2002.

La croissance «autonome» des dépenses de santé a été isolée au graphique ci-contre. Il s'agit là d'un concept résiduel, en ce sens que la croissance des dépenses a été apurée de l'incidence de l'inflation d'une part, et de la croissance de la population protégée d'autre part. La population protégée non-résidente est prise en compte au prorata de la consommation de soins de santé par les frontaliers. Une omission de ce facteur aurait donné lieu à une surestimation de l'impact, sur les dépenses, de la croissance de la population protégée. L'arrivée de nombreux non-résidents a permis de ralentir quelque peu la croissance des dépenses, car leur consommation de soins de santé est en moyenne nettement inférieure à celle des résidents.

La dérive autonome des dépenses peut s'expliquer par divers facteurs, qui sont de nature structurelle – tels que le progrès technique, l'accroissement de l'offre médicale ou encore l'incidence de la hausse du pouvoir d'achat moyen sur la demande de soins de santé – ou qui relèvent de mesures discrétionnaires. Considéré isolément, le progrès technique devrait contribuer à modérer la croissance des dépenses. A demande de soins de santé constante, il est en effet susceptible d'engendrer une plus grande efficacité, ce qui devrait se traduire par des coûts moindres.

Graphique 13

Evolution des dépenses de l'assurance maladie (en pourcentages)



Source: UCM, IGSS, STATEC

Note: La croissance réelle «autonome» est un résidu, qui vise à apurer la croissance nominale des dépenses de l'assurance maladie de l'impact de l'inflation et de la croissance de la population protégée. Cette dernière a été estimée sur la période 1990-2002 à partir de données de l'UCM, de l'IGSS et du STATEC (frontaliers). Les dépenses reprises dans le graphique sont les dépenses effectives après déduction des prélèvements aux provisions pour prestations dues mais non liquidées.

Cependant, le progrès technique tend en parallèle à induire une hausse de la demande de soins de santé, tant en termes quantitatifs que qualitatifs. Ce phénomène est encore exacerbé par l'existence d'asymétries d'informations. Les bénéficiaires des prestations ne disposent en effet que d'une connaissance limitée de leur état de santé et des remèdes envisageables. La demande de soins médicaux est de ce fait une demande dérivée, qui est dans une large mesure tributaire de l'offre médicale («supplier-induced demand»). Un encadrement de l'offre médicale est particulièrement de mise dans un tel contexte. Enfin, la santé constitue un bien supérieur. Conformément à la loi de A. Wagner (1958), la demande de soins de santé tend en effet à s'accroître

36 La population protégée «active» résidente se compose en fait des assurés résidents actifs et volontaires et des membres de leurs familles. La même définition est adoptée pour la population «active» protégée non-résidente.

davantage que le revenu moyen. La croissance «autonome» des dépenses peut également résulter de mesures purement discrétionnaires, comme la récente adaptation des honoraires des médecins et dentistes, les réformes relatives à l'incapacité de travail et à la réinsertion professionnelle ou encore un accroissement du remboursement des médicaments.

Il est extrêmement ardu, sinon impossible, de déterminer quel sera l'impact de ces différents facteurs sur la croissance future des dépenses de santé. Cependant, l'évolution des dépenses observée dans le passé fournit certaines indications, qui permettent de mieux baliser les développements futurs. Comme l'indique le graphique ci-joint, la dérive «autonome» des dépenses qui, pour rappel, constitue une mesure de la croissance réelle par personne protégée des dépenses de l'assurance maladie-maternité, se serait en moyenne montée à 3,8 % de 1990 à 2002, avec il est vrai d'importantes fluctuations de court terme. Cette dérive de 3,8 % par an est le point de départ adopté dans la présente analyse pour mieux appréhender l'évolution future des dépenses de santé (voir infra, partie 2). Ce taux de 3,8 % est certes affecté par l'impact de mesures discrétionnaires passées, mais il induit à d'autres égards une sous-estimation de la croissance future des dépenses de soins de santé. Il ne comprend en effet nullement l'incidence du vieillissement de la population, puisqu'il a été calculé au cours de la période 1990-2002, au cours de laquelle ce dernier phénomène ne s'est pas manifesté. La population des personnes âgées de plus de 60 ans ne représentait en effet que 15,6 % de la population totale à la fin de 2002, ce qui est légèrement inférieur à la proportion observée en 1990³⁷.

2.3.1.2 Les recettes de l'assurance maladie-maternité

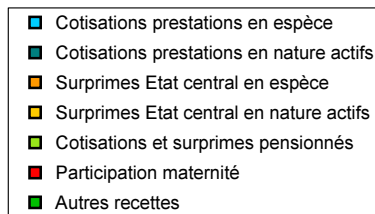
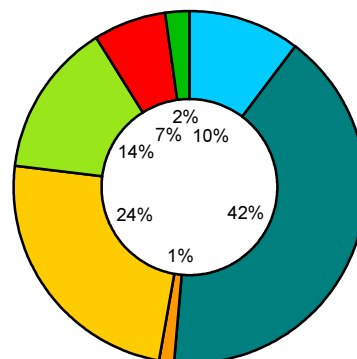
Selon le budget voté de l'UCM, les recettes de l'assurance maladie-maternité ont atteint 1 370 millions d'euros en 2003, soit près de 6 % du PIB. Les recettes liées à l'évolution de la masse salariale représentent 77 % de ce montant total. Il s'agit d'une part des cotisations sociales au sens strict, retranchées du revenu brut des assurés cotisants actifs, qui se sont montées à 706 millions d'euros en 2003, et d'autre part des «sur-

primes» versées aux caisses de maladie par l'Etat central. Ces transferts de l'Etat sont strictement proportionnels aux cotisations perçues, puisque la quote-part de l'Etat central dans l'ensemble des cotisations et surprimes canalisées vers les dépenses en nature est actuellement fixée à 37 %. La participation de l'Etat est nettement inférieure en ce qui concerne les dépenses en espèce, puisqu'elle se limite dans ce cas à 10 % du montant total des cotisations et surprimes.

L'assurance maladie perçoit également des cotisations sociales dont sont redevables les pensionnés. Elles ont atteint 123,4 millions d'euros en 2003. Il s'y est ajouté une surprime de 72 millions de l'Etat central, de sorte que 14 % des recettes de l'assurance maladie ont pour assiette l'ensemble des pensions dont bénéficient les assurés.

Graphique 14

Composition des recettes de l'assurance maladie-maternité en 2003 (en pourcentages)



Source: UCM (Budget voté 2003)

37 Source: UCM (2003).

Le financement de l'assurance maternité donne lieu à un autre transfert de l'Etat, qui a alimenté 6,6 % des recettes totales en 2003. Ce financement dépend intimement de l'évolution des dépenses de maternité, qui sont intégralement financées par l'Etat. Par construction, l'équilibre budgétaire de la gestion maternité est donc assuré. Les recettes non citées supra ne représentent que 2 % des recettes totales. Il s'agit notamment du revenu du patrimoine de l'UCM et du financement par l'Etat central des frais d'administration encourus par l'assurance maladie.

2.3.1.3 L'équilibre budgétaire de l'assurance maladie-maternité

En raison de l'importance des recettes directement liées à l'évolution de la masse salariale, l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie-maternité dépend étroitement de la progression de l'emploi et, in fine, de l'évolution de la croissance économique. Cet état de fait est d'autant plus crucial qu'au Luxembourg, une croissance élevée s'accompagne d'importants flux d'immigrants et de travailleurs frontaliers. Du fait de la jeunesse relative des populations concernées, ces flux contribuent à ralentir la hausse des dépenses par tête de soins de santé.

Le PIB nominal s'est en moyenne accru de quelque 8,8 % au cours de la période 1990-2000, de sorte que les recettes des caisses de maladie ont progressé au rythme soutenu de 8,5 % par an en moyenne³⁸. Ces évolutions ont permis de contrecarrer le fort accroissement spontané des dépenses. Malgré une progression nominale soutenue, ces dernières sont en effet demeurées stables en pourcentages du PIB et ont évolué parallèlement aux recettes. Il en a résulté une situation budgétaire équilibrée, voire même excédentaire au cours de cette période. Ainsi, à la fin de 2001, les réserves de l'assurance maladie-maternité se montaient à 208,9 millions d'euros, soit 17 % des dépenses courantes³⁹. Ce dernier chiffre excède nettement le minimum légal, qui équivaut à 10 % des dépenses⁴⁰.

Ce parallélisme dans l'évolution des recettes et des dépenses a cependant été rompu depuis lors. Alors que les recettes ont encaissé de plein fouet le ralentissement de l'activité économique, depuis 2001 les dépenses se sont accrues à un rythme plus élevé encore que la progression moyenne observée au cours de la période 1990-2000. Il en a résulté une diminution des excédents

et la survenance de déficits courants dès 2002. Selon l'UCM, le déficit des caisses de maladie se serait monté à près de 96 millions en 2004 en l'absence de mesures nouvelles, de sorte que les réserves seraient devenues inférieures au fonds de roulement légal à raison de 83,2 millions d'euros. En l'absence d'une croissance économique soutenue et faute d'un sensible ralentissement de la progression des dépenses de l'assurance maladie-maternité, la divergence entre les recettes et les dépenses devrait continuer à prévaloir au cours des prochaines années, ce qui donnerait lieu à des déficits récurrents et cumulatifs. Comme on le verra infra, le transfert en provenance du régime de pensions décidé à l'issue de la réunion tripartite nationale du 17 novembre dernier n'est pas de nature à changer ce constat, du moins si aucun transfert additionnel ne survient au cours des années ultérieures à 2004. A moyen terme, cette mesure n'est en effet guère susceptible de modifier la dynamique d'évolution des recettes et des dépenses de l'assurance maladie-maternité.

2.3.2 Projections de l'évolution de la situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité

Seul un outil de simulation permet de prendre en compte les multiples déterminants de l'équilibre budgétaire des caisses de maladie. Les simulations décrites infra ne constituent nullement des prévisions de l'évolution future, qui sont difficiles à établir en raison de la multiplicité des déterminants de la croissance des dépenses de santé et de la difficulté de quantifier l'impact de facteurs tels que le progrès techniques ou l'influence de l'offre sur la demande («supplier-induced» demand). L'incidence de ces déterminants est par ailleurs conditionnée par l'organisation institutionnelle du système de santé.

Les projections ont été effectuées sur l'horizon 2004-2030. Elles visent simplement à mieux baliser l'évolution future au moyen d'un outil analytique cohérent et reposent sur un modèle démographique qui a déjà été décrit par ailleurs⁴¹. L'évolution de la population protégée du système de santé sur l'horizon 2004-2030 a été extrapolée à partir de la population résidente livrée par ce modèle. Il s'y ajoute la population des assurés non-résidents et des membres de leurs familles. Le point de départ de l'inférence de cette dernière est le nombre

38 Evolution des recettes de cotisations et des participations de l'Etat de 1990 à 2000. Sources: IGSS (2003) et UCM (2003).

39 Source: UCM (2003).

40 En vertu de l'article 28, alinéa 1 du Code des Assurances Sociales.

41 Voir bibliographie, Bouchet (2003).

de travailleurs frontaliers, qui est déterminé de façon résiduelle, par différence entre l'emploi total d'une part et le nombre d'actifs résidents d'autre part. L'emploi total évolue en fonction du taux de croissance économique choisi sur l'horizon de projection et d'un taux fixe d'accroissement de la productivité égal à 2 % par an. En d'autres termes, le nombre de travailleurs frontaliers constitue la variable d'ajustement, qui permet de concilier la croissance du PIB, l'évolution de l'emploi total et la progression postulée de la productivité. Toutes autres choses égales par ailleurs, une hausse de la croissance donnera donc mécaniquement lieu à un accroissement du nombre de frontaliers. En revanche, il est supposé que le nombre d'immigrants n'est pas affecté par la croissance. Le solde net d'immigrants est en effet rivié à 4000 personnes par an de 2004 à 2030.

La population des assurés non-résidents et de leur famille est calculée en multipliant le nombre de frontaliers inféré de la sorte par un coefficient fixe, égal à 1,26. Ce rapport a été dégagé à partir des données 2002 de l'UCM, qui indiquent que chaque frontalier a en moyenne 0,26 personnes à charge⁴².

A la population protégée composée des actifs résidents et non-résidents et des membres de leurs familles s'ajoutent les pensionnés et les membres de leurs foyers, qui sont dans 95 % des cas des résidents. Par hypothèse, le nombre de personnes qui relèvent de ce segment de la population protégée est supposé évoluer parallèlement au nombre de pensionnés tel qu'il a été inféré sur la période 2004-2030 au moyen du modèle de pensions de la BCL⁴³.

Tableau 2 Hypothèses de base des simulations

	Taux d'inflation (%)	Croissance des salaires réels (%)	Productivité du travail (%)
2006-2030	1,9	2,0	2,0
Naissances	Stabilité au niveau de fécondité observé en 2000		
Mortalité	Réduction graduelle de la mortalité (-22 % au total de 2001 à 2030)		
Immigration	Arrivée nette de 4000 immigrants par an de 2004 à 2030		
Frontaliers	Arrivée nette en fonction de la croissance économique (variable ajustante)		
Taux d'occupation	Augmentation graduelle pour les femmes, stabilité pour les hommes. En conséquence, les femmes représentent 42 % de la population active résidente en 2030, contre 40 % en 2004.		

Source: Calculs BCL

Les recettes des caisses de maladie perçues au titre des cotisations et des surprimes en provenance de l'Etat central sont estimées à partir des montants prévus par l'UCM pour 2004, de l'évolution de la population active assurée cotisante⁴⁴ et des salaires moyens, ces derniers étant censés augmenter à raison de 2 % par an en termes réels. Il s'y ajoute les cotisations versées par les pensionnés, les éventuels revenus d'intérêt, évalués sur la base d'un taux d'intérêt moyen de 4 %, et enfin des

recettes diverses. Ces dernières sont estimées au moyen des prévisions de l'UCM relatives à 2004. Leur montant est censé évoluer parallèlement au PIB au cours de l'horizon de projection. Il est également tenu compte d'un transfert en provenance du régime de pensions en 2004, dont le versement a été décidé lors de la réunion du 17 novembre de la commission de coordination de la conférence tripartite nationale. Ce transfert couvre le surcroît de dépenses de maladie occasionné de 1997 à

⁴² Le ratio de 1,26 est sous-estimé en raison du caractère incomplet des données sur la composition des familles des non-résidents. Cet état de fait ne biaise cependant pas les projections de dépenses, car il s'accompagne d'une surestimation de même ampleur des dépenses moyennes, par personne protégée, des non-résidents.

⁴³ Voir la simulation de référence décrite dans Bouchet (2003).

⁴⁴ Cette dernière atteignait 300 681 personnes en 2002 selon l'UCM. Les assurés cotisants pensionnés étaient au nombre de 77 351 à la même époque. Par hypothèse, l'évolution de ces deux populations aux cours de la période 2004-2030 sera parallèle à celle du nombre de salariés et de pensionnés assurés, respectivement.

2003 par le transfert aux caisses de maladie de dépenses d'invalidité précédemment supportées par le régime de pensions. Dans le cadre des simulations commentées ci-dessous, il est supposé que le transfert se montera à 130 millions d'euros en 2004 et ne sera pas renouvelé au cours des années ultérieures.

Les dépenses sont estimées en prenant comme base de départ les dépenses courantes totales des caisses de maladie en 2004, telles qu'elles sont actuellement prévues par l'UCM⁴⁵. L'évolution ultérieure des dépenses primaires dépend également du taux réel de croissance des dépenses par tête, qui est supposé identique pour les populations protégées résidente et non-résidente. Cependant, il est supposé que le niveau absolu des dépenses par tête des personnes protégées non-résidentes est inférieur au chiffre correspondant, relatif aux résidents, à raison de 35 % dès 2004⁴⁶. Les charges d'intérêt sont calculées en appliquant à tout engagement net éventuel un taux d'intérêt nominal de 4 %. Les prestations dont bénéficient les pensionnés résidents et non-résidents sont quant à elles inférées au moyen du simulateur de pensions de la BCL.

Les participants à la réunion du 24 novembre du Comité de coordination Tripartite sont parvenus à un accord sur cinq mesures d'économie. Faute d'informations suffisantes sur les retombées budgétaires précises de ces mesures, ces dernières n'ont à ce stade pas été prises en compte dans les projections. Si elles sont de nature à ralentir la croissance des dépenses, leur impact sera cependant amoindri par le fait qu'elles se focalisent essentiellement sur les prestations pécuniaires de maladie, qui ne représentent que 11 % des dépenses totales

de l'assurance maladie-maternité (voir le graphique 12). Ce pourcentage devrait d'ailleurs diminuer significativement suite à la mise en œuvre éventuelle de l'harmonisation des régimes d'indemnisation pécuniaire des ouvriers et des employés privés, qui se traduira notamment par la prise en charge d'une partie des indemnités pécuniaires des ouvriers par les employeurs. A noter que l'impact budgétaire de l'harmonisation dépendra de la durée de la période d'indemnisation pécuniaire par l'employeur (la «Lohnfortzahlung») qui sera en définitive retenue et du taux de cotisation sociale auquel les ouvriers et les employés seront conjointement soumis⁴⁷. De surcroît cette harmonisation, de même qu'une éventuelle fusion des caisses de maladie, doit encore faire l'objet d'une étude approfondie dans le cadre d'un comité d'accompagnement. Pour rappel, l'incidence du phénomène de vieillissement sur les dépenses n'est pas davantage prise en compte dans les simulations commentées ci-dessous⁴⁸.

Une première simulation, dont les principaux résultats sont synthétisés au tableau ci-dessous, repose sur une croissance des dépenses réelles par tête égale à 3,8 %, soit le taux observé de 1990 à 2002. Il s'y ajoute l'incidence de l'accroissement du nombre de personnes protégées et l'incidence de l'inflation. La croissance du déflateur des dépenses d'assurance maladie-maternité postulé dans le futur est égal au taux d'inflation à partir de 2006. Par hypothèse, il demeure stable à 1,9 % par an. Il est supposé qu'à l'inverse des recettes, le taux de croissance des dépenses n'est pas affecté par l'évolution conjoncturelle. Il s'agit-là d'une simplification, car selon une étude exhaustive de l'UCM, le ralentissement de la conjoncture en 2001 et 2002 pourrait avoir occasionné

⁴⁵ *Estimations 2004 de l'UCM datée du 8 octobre 2003.*

⁴⁶ *Il s'agit-là d'une estimation, qui a été calibrée de telle manière que les dépenses totales imputables aux foyers des assurés actifs non résidents soit égales à 15 % des dépenses totales. Ce dernier chiffre correspond au pourcentage inféré à partir des données de l'IGSS (voir IGSS (2003)) sur les transferts à l'étranger des caisses de maladie. A noter que la dépense moyenne par tête des assurés non résidents et des membres de leur famille est artificiellement surestimée du fait de la sous-estimation du nombre d'individus relevant de ces familles (voir la note de bas de page numéro 42 supra).*

⁴⁷ *Selon le communiqué officiel, «le taux de cotisation des ouvriers, actuellement un multiple de celui qu'ont à payer les employés, devrait diminuer de façon très substantielle, entraînant une réduction des charges sociales susceptibles de bénéficier au patronat. Par contre, le taux de cotisation des employés ne devrait être que très légèrement affecté. Un taux de cotisation pour prestations en espèces uniforme proche de celui que supportent actuellement les employés, à savoir 0,20 %, donnerait en effet lieu à une nette diminution du taux dont sont redevables les ouvriers, qui est égal à 4,70 %. Un tel ajustement des taux limiterait fortement les retombées budgétaires favorables de la décision de porter la période d'indemnisation pécuniaire par l'employeur à six semaines pour les ouvriers. Pour rappel, ces derniers sont actuellement pris en charge par les caisses de maladie dès le premier jour de maladie.*

⁴⁸ *L'incidence du vieillissement serait d'ailleurs difficile à appréhender, car les dépenses de santé tendent à se concentrer au cours des dernières années de la vie. Du fait de l'accroissement tendanciel de l'espérance de vie, les tranches d'âge qui s'accompagnent des dépenses les plus importantes tendent également à évoluer avec le temps. Il serait par conséquent injustifié d'inférer les prestations de santé futures en multipliant le nombre projeté des membres de chaque cohorte d'âge par les dépenses moyennes observée au début de l'horizon de prévision. Cet état de fait complique considérablement la prise en compte des effets du vieillissement. Pour une explication précise de ce phénomène, voir *Economic Policy Committee (2003).**

une augmentation de l'occurrence des cas de maladie de longue durée. Il en aurait résulté une accélération de la progression des prestations en espèce⁴⁹. L'omission de ce facteur dans les projections induit une sous-estimation de l'impact d'un éventuel ralentissement de la croissance économique sur l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie. Enfin, conformément à l'hypothèse de politique inchangée, il est supposé que les taux des différentes cotisations de maladie demeurent égaux aux niveaux atteints en 2003⁵⁰. Du fait de l'importance du taux de croissance du PIB postulé, soit 4 % par an en termes réels, le nombre d'assurés non résidents passerait de 110 000 en 2004⁵¹ à 267 000 en 2030. Une telle évolution supposerait un accroissement considérable du recours aux travailleurs frontaliers, qui pourrait a priori sembler irréaliste.

En dépit d'hypothèses de croissance assez optimistes, la situation budgétaire de l'assurance maladie continuerait à se détériorer si les dépenses réelles par tête continuent

à s'accroître au rythme moyen de 3,8 % par an enregistré de 1990 à 2002. Une capacité de financement pourrait être dégagée en 2004 grâce à un important transfert en provenance du régime de pensions, mais un déficit se manifesterait dès l'année suivante. Le besoin de financement passerait de 0,6 % du PIB en 2005 à 1,3 % en 2010 et à près de 3 % du PIB en 2020. La position débitrice nette des caisses de maladie dépasserait 5 % du PIB dès 2011 et quelque 10 % du PIB à partir de 2015.

La forte hausse de la croissance des dépenses primaires de santé, qui passeraient de 6,4 % du PIB en 2004 à 9,4 % en 2030, serait observée en dépit du fait que les frontaliers s'affilient le plus souvent à leur pays de résidence pour la couverture de leurs dépenses de santé lorsqu'ils parviennent à l'âge de la pension. Il s'agit-là d'une différence fondamentale par rapport au système général de pension, qui permet d'atténuer significativement un facteur potentiel de dérive des dépenses.

Tableau 3 *Situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité en cas de croissance réelle du PIB égale à 4 % par an et de croissance réelle des dépenses par tête égale à 3,8 % par an de 2006 à 2030. Taux des cotisations fixés au niveau 2003 (en pourcentages du PIB)*

	1.Recettes totales	2.Dépenses primaires	3.Dépenses totales	4.Solde global	5.Patrimoine	6.Fonds de roulement légal	7.Solde cumulé
			=2.+ charges d'intérêt	=1.-3.		=10 % de 3.	
2004	6,6	6,4	6,4	+0,1	0,8	0,6	0,2
2005	6,0	6,6	6,6	-0,6	0,2	0,7	-0,5
2006	6,0	6,7	6,7	-0,7	-0,5	0,7	-1,2
2007	6,0	6,8	6,8	-0,9	-1,3	0,7	-2,0
2008	6,0	6,9	7,0	-1,0	-2,2	0,7	-2,9
2009	6,0	7,0	7,1	-1,1	-3,2	0,7	-3,9
2010	6,0	7,1	7,2	-1,3	-4,3	0,7	-5,0
2015	6,0	7,6	8,0	-1,9	-10,7	0,8	-11,5
2020	6,1	8,2	8,8	-2,8	-18,9	0,9	-19,8
2025	6,2	8,8	9,6	-3,6	-28,9	1,0	-29,9
2030	6,2	9,4	10,9	-4,6	-40,6	1,1	-41,7

Sources: UCM, IGSS, STATEC, calculs BCL.

⁴⁹ UCM (2003b).

⁵⁰ Dans les faits, en vertu de l'article 30 du Code des Assurances Sociales, les taux de cotisation doivent obligatoirement être ajustés dès que le niveau du fonds de roulement est inférieur à 10 % du montant annuel des dépenses ou supérieur à 20 % des mêmes dépenses.

⁵¹ Extrapolé pour 2004 au moyen du nombre d'assurés non-résidents actifs et volontaires mentionnés dans UCM (2003) pour 2002, soit 105 743.

Il convient de noter qu'il est peu probable que la situation dépeinte au tableau ci-dessus survienne, car elle serait en contradiction avec les dispositions légales. En vertu de ces dernières, le patrimoine de l'UCM ne peut en effet être inférieur à 10 % des dépenses courantes. Toute différence entre le patrimoine et le fonds de roulement, à savoir le solde cumulé, doit par conséquent être comblé par une augmentation de la participation de l'Etat au financement de l'assurance maladie, par une diminution des prestations, par un ajustement à la hausse du taux des cotisations sociales de santé ou encore par une combinaison de ces trois mesures.

La simulation décrite au tableau ci-dessus a été ajustée en ce sens, comme l'indique le tableau suivant. Il est supposé que tout solde cumulé négatif donne lieu à un accroissement du taux des cotisations, sans ajustement des dépenses primaires, de sorte qu'en régime de croi-

sière le solde global renoue avec l'équilibre tandis que les charges d'intérêt deviennent nulles. Les recettes totales progressent par rapport à la simulation de référence, car elles sont stimulées par la progression des revenus du patrimoine et surtout par l'accroissement des taux de cotisations sociales. Ces derniers, qui constituent désormais la variable d'ajustement, vont en effet progresser considérablement au cours de la période sous revue. Par rapport au niveau observé en 2003, ils se seront en effet accrus de 21,4 % en 2010, de 40,3 % en 2020 et de 61,1 % en 2030. Une augmentation aussi considérable de la pression parafiscale affecterait considérablement la compétitivité coût du Luxembourg. Toutes autres choses égales par ailleurs, un tel ajustement viendrait gonfler le coût salarial à raison de 3,2 % de 2003 à 2030 dans le cas d'un assuré dont le taux de cotisation a atteint 5,1 % en 2003 (parts de l'entreprise et du salarié confondues).

Tableau 4 *Situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité en cas de croissance réelle du PIB égale à 4 % par an et de croissance réelle des dépenses par tête égale à 3,8 % par an de 2006 à 2030 avec ajustement des taux de cotisation (en pourcentages du PIB)*

	1.Recettes totales	2.Dépenses primaires	3.Dépenses totales	4.Solde global	5.Patrimoine	6.Fonds de roulement légal	7.Solde cumulé
			=2.+ charges d'intérêt	=1.-3.		=10 % de 3.	
2004	6,4	6,4	6,4	-0,1	0,6	0,6	0,0
2005	6,7	6,6	6,6	0,1	0,7	0,7	0,0
2006	6,7	6,7	6,7	0,0	0,7	0,7	0,0
2007	6,8	6,8	6,8	0,0	0,7	0,7	0,0
2008	6,9	6,9	6,9	0,0	0,7	0,7	0,0
2009	7,1	7,0	7,0	0,0	0,7	0,7	0,0
2010	7,2	7,1	7,1	0,0	0,7	0,7	0,0
2015	7,7	7,6	7,6	0,1	0,8	0,8	0,0
2020	8,2	8,2	8,2	0,1	0,8	0,8	0,0
2025	8,8	8,8	8,8	0,1	0,9	0,9	0,0
2030	9,5	9,4	9,4	0,1	0,9	0,9	0,0

Sources: UCM, IGSS, STATEC, calculs BCL.

Comme les surprimes versées par l'Etat sont strictement proportionnelles aux montants des cotisations en l'absence d'ajustement de la participation de l'Etat, la hausse des taux de cotisations contraindrait par ailleurs l'Etat central à accroître ses transferts à la sécurité sociale à concurrence de 0,4 %, 0,8 % et 1,1 % du PIB, respectivement, à l'horizon 2010, 2020 et 2030. Une telle évolution aggraverait dès lors les difficultés budgétaires auxquelles l'Etat central se voit déjà confronté.

Les résultats des simulations présentées au tableau ci-dessus dépendent d'un taux de croissance économique

de 4 % et d'une hausse réelle des dépenses par tête égale au taux moyen observé de 1990 à 2002, soit 3,8 %. Afin de mieux baliser le champ des possibles, il a été procédé à un ensemble de simulations alternatives, dont les résultats sont synthétisés au tableau ci-dessus, où sont indiqués, en regard de divers taux de croissance du PIB et des dépenses réelles par tête, les taux de croissance des taux de cotisations sociales requis pour garantir que le patrimoine des caisses de maladie ne soit pas inférieur au fonds de roulement légal. Les taux de croissance des taux de cotisation sont exprimés sur trois horizons temporels différents.

Tableau 5 *Augmentation des taux de cotisation requise afin de garantir l'équilibre budgétaire de l'assurance maladie-maternité*

<i>Augmentation de 2003 à 2010 ⁽¹⁾</i>				<i>Augmentation de 2003 à 2020 ⁽¹⁾</i>		
<i>Croissance des dépenses réelles par tête ⁽²⁾</i>				<i>Croissance des dépenses réelles par tête ⁽²⁾</i>		
Croissance du PIB	2,0 %	3,0 %	3,8 %	2,0 %	3,0 %	3,8 %
2,0 %	+12,7	+19,7	+25,6	+16,8	+36,9	+55,3
2,5 %	+11,8	+18,7	+24,5	+13,7	+33,4	+51,3
3,0 %	+10,8	+17,7	+23,5	+10,8	+30,0	+47,4
4,0 %	+9,0	+15,8	+21,4	+5,5	+23,7	+40,3
<i>Augmentation de 2003 à 2030 ⁽¹⁾</i>						
<i>Croissance des dépenses réelles par tête ⁽²⁾</i>						
Croissance du PIB	2,0 %	3,0 %	3,8 %			
2,0 %	+19,6	+54,7	+89,6			
2,5 %	+14,5	+48,1	+81,6			
3,0 %	+9,8	+42,1	+74,2			
4,0 %	+1,4	+31,3	+61,1			

Sources: UCM, IGSS, STATEC, calculs BCL.

- (1) *Augmentation des taux de cotisation requise de 2003 à 2010, 2020 ou 2030 afin de garantir que le patrimoine de l'UCM soit égal au fonds de roulement légal. Une croissance de 10 % signifie que tous les taux de cotisations vont s'accroître de 10 % sur l'horizon de temps indiqué. Ainsi, le taux de 5,1 % pour prestations en nature s'établirait à 5,1 % * 1,1 = 5,61 % en 2010, 2020 ou 2030 dans un tel cas de figure.*
- (2) *Taux de croissance moyen des dépenses réelles par tête sur l'horizon de temps considéré. Le taux de 3,8 % correspond à la moyenne observée sur l'horizon 1990-2002. A un même taux de croissance réelle des dépenses par tête peuvent correspondre plusieurs taux nominaux de progression des dépenses, en fonction du taux de croissance du PIB retenu. Une croissance économique plus élevée va en effet de pair avec une progression du nombre de frontaliers. Il en résulte une hausse du nombre total de personnes protégées, ce qui exerce un impact additionnel sur les dépenses de santé.*

Comme l'illustre le tableau, seul un taux de croissance des dépenses nettement moins élevé qu'au cours de la période 1990-2002 pourrait permettre de garantir la stabilité des taux de cotisation. Ce constat prévaut même sous l'hypothèse optimiste d'une croissance économique de 4 % par an, car dans ce cas la croissance réelle des dépenses par tête devrait être ramenée à environ 2 % par an afin d'assurer la stabilité des taux de cotisation. En cas de croissance économique limitée à 3 % par an, ce qui semble plus réaliste, le même objectif d'endiguement de la pression parafiscale exigerait une progression annuelle des dépenses limitée à 1,8 % par an, ce qui impliquerait une décélération de quelque 2 % par rapport au rythme de croissance des dépenses observé de 1990 à 2002. Dans le scénario le moins optimiste, caractérisé par une croissance du PIB limitée à 2 % par an et par une hausse de 3,8 % des dépenses réelles par tête, les cotisations devraient avoir augmenté de près de 90 % en 2030 par rapport au niveau observé en 2003, ce qui représente un quasi doublement des taux. Il apparaît également que les hausses de cotisations requises seraient déjà significatives sur l'horizon 2003-2010, ce qui souligne l'urgence de la mise en œuvre de réformes structurelles.

Conclusion

La situation budgétaire de l'assurance maladie-maternité tend à se dégrader. Selon l'UCM, le déficit courant des caisses de maladie aurait atteint 0,4 % du PIB en 2004

à politique inchangée. Il en aurait résulté un patrimoine inférieur à raison de 83 millions au fonds de roulement légal minimum, qui est égal à 10 % des prestations annuelles. Cette dégradation pourra en définitive être contrée en 2004, grâce à un transfert en provenance du régime de pensions.

Les caisses de maladie risquent cependant d'être confrontées à de nouveaux déséquilibres après 2005, du fait d'une hausse tendanciellement forte des dépenses de soins de santé. Ce rythme d'augmentation est soutenable en période de forte croissance. Une activité économique soutenue donne en effet lieu à une sensible progression des recettes de cotisations sociales, qui est encore amplifiée par une hausse concomitante des transferts en provenance de l'Etat central, dont l'évolution est dans une large mesure parallèle à celle des cotisations. Cet équilibre entre les dépenses et les recettes est cependant rompu en période de croissance économique faible ou modérée. Dans un tel contexte, la progression traditionnellement forte des dépenses s'accompagne en effet d'une décélération des recettes. Cet «effet de ciseau» donne mécaniquement lieu à des déficits et, dans la foulée, à des réserves inférieures au fonds de roulement légal minimum, ce qui requiert mécaniquement l'adoption de nouvelles mesures.

Au rythme moyen d'accroissement des dépenses observé au cours de la dernière décennie, l'équilibre budgétaire du système d'assurance maladie-maternité ne pourrait être assuré que dans un contexte de croissance écono-

mique très soutenue. Afin de garantir la pérennité financière du système pour le cas où cette croissance forte ne serait pas au rendez-vous, il est impératif de mettre en œuvre des réformes structurelles, en l'absence desquelles l'assurance maladie-maternité devra faire face à des déficits récurrents, qui devront être résorbés au coup par coup et dans l'urgence. Les mesures annoncées à l'occasion de la réunion du 24 novembre du comité de coordination tripartite constituent assurément une première avancée en cette matière. Cependant, puisque ces mesures ne touchent essentiellement que les prestations pécuniaires de maladie, qui représentent 11 % des dépenses totales, on peut se demander si elles peuvent à elle-seules assurer la soutenabilité à moyen terme de l'assurance maladie-maternité.

Bibliographie

Bouchet (2003), *The sustainability of the private pension system from a long-term perspective: The case of Luxembourg*, Cahier d'étude n°6, BCL, Janvier 2003.

Economic Policy Committee (2003), *The impact of ageing populations on public finances: overview of analysis carried out at EU level and proposals for a future work programme*, Brussels, 22 October 2003.

IGSS (2003), *Rapport général sur la sécurité sociale au Grand-Duché de Luxembourg 2002*, Novembre 2003.

IGSS (2003), *Droit de la sécurité sociale Luxembourg*, Novembre 2003.

McPake Barbara, Kumaranayake Lilani et Normand Charles, *Health Economics – An International Perspective*, Routledge, London and New York, 2003.

UCM (2002), *Décompte annuel global des recettes et des dépenses de l'assurance maladie-maternité de l'exercice 2001 et bilan de l'assurance maladie-maternité au 31 décembre 2001*, Juillet 2002.

UCM (2003), *Décompte annuel global des recettes et des dépenses de l'assurance maladie-maternité de l'exercice 2002 et bilan de l'assurance maladie-maternité au 31 décembre 2002*, Juillet 2003.

UCM (2003b), *Analyse de l'évolution des indemnités pécuniaires de maladie de la gestion art. 29, 1, c*, Juin 2003.

Wagner, A.(1958), *Three Extracts on Public Finance*, in Musgrave, R.A. and Peacock, A.T. (eds.), *Classics in the Theory of Public Finance*, London, Macmillan.