

# Chapitre 2

---

## ANALYSES

2.1	L'Évolution récente des prix immobiliers au Luxembourg est-elle exceptionnelle?	85
2.2	Grenzübergreifende Pendlerströme in der Großregion: Ein Erklärungsversuch	101
2.3	La fiabilité des estimations de l'écart de production	106
2.4	Résumé non-technique du cahier d'études «La rigidité des prix: une comparaison internationale sur base des prix Internet»	113
2.5	Résumé non-technique du cahier d'études «La transition de la répartition à la capitalisation: application au régime général de pension luxembourgeois»	115



## 2.1 L'ÉVOLUTION RÉCENTE DES PRIX IMMOBILIERS AU LUXEMBOURG EST-ELLE EXCEPTIONNELLE? <sup>1</sup>

### 2.1.1 Introduction

Depuis la fin des années 1990, le Luxembourg connaît une période d'augmentation rapide des prix immobiliers qui alimente les débats sur sa pérennité mais aussi sur sa rationalité (BCL, 2004 et Blot, 2006). Ce sujet est devenu une préoccupation majeure des ménages luxembourgeois souhaitant accéder à la propriété mais aussi du gouvernement, qui dans son programme d'action issu de la loi du 30 juillet 2002 affirme que «*L'endiguement des prix sur le marché immobilier constitue le défi le plus important de la politique du logement*»<sup>2</sup>. Au cours de ces périodes, il est assez courant de considérer que la tendance actuelle est exceptionnelle et que les prix n'ont jamais atteint un niveau aussi élevé. Pourtant, les développements sur le marché immobilier sont souvent cycliques<sup>3</sup>. Il peut donc être intéressant de comparer la période récente de boom sur le marché immobilier avec les phases précédentes de hausse afin de voir précisément si elle revêt un caractère exceptionnel ou bien si elle est similaire aux différentes phases de hausse de prix connues par le pays.

Par ailleurs, un classement réalisé récemment par un cabinet immobilier établit que Luxembourg est devenue la capitale européenne la plus chère d'Europe dépassant ainsi Londres, Madrid, Dublin ou Paris. Cette information renforce ainsi l'impression du caractère exceptionnel des développements récents sur le marché immobilier luxembourgeois. Néanmoins, la situation du Luxembourg n'est pas isolée puisque des tensions très fortes sont apparues sur les marchés immobiliers de nombreux pays développés. Si les exemples les plus régulièrement cités sont ceux de l'Irlande, l'Espagne, le Royaume-Uni, les Etats-Unis et la France<sup>4</sup>, il n'en demeure pas moins qu'à de rares exceptions près, le boom a été généralisé. Certains travaux témoignent d'ailleurs d'une certaine synchronisation des cycles<sup>5</sup>, et il reste donc à voir dans quelle mesure l'évolution des prix au Luxembourg est singulière ou similaire par rapport à celle des autres pays industrialisés.

C'est pourquoi l'objectif de cet article est de reconsidérer la phase récente d'augmentation des prix immobiliers au Luxembourg dans un contexte historique et international. Ces développements sont-ils exceptionnels par rapport à ceux qu'a déjà connus le pays et par rapport à ceux enregistrés dans d'autres pays? L'analyse est non seulement menée sur la période la plus récente mais également sur une période plus longue afin de délivrer un diagnostic plus précis. En outre, au-delà de l'étude des prix, d'autres indicateurs peuvent se révéler pertinents. Ils portent notamment sur l'accessibilité au logement mais aussi sur les caractéristiques du marché du crédit puisque l'évolution des prix est souvent fortement liée à celle du crédit.

### 2.1.2 Les cycles immobiliers au Luxembourg au cours des trente dernières années

#### 2.1.2.1 Les indices de prix immobiliers au Luxembourg

L'analyse du marché immobilier luxembourgeois s'effectue en premier lieu à partir de données relatives aux ventes de biens immobiliers collectées par le STATEC<sup>6</sup>. Ces données couvrent actuellement la période 1974 – 2003 et sont classifiées selon trois catégories: les immeubles bâtis résidentiels, les immeubles non résidentiels<sup>7</sup> et les immeubles non bâtis. Cette dernière catégorie regroupe en fait les terrains.

A partir de ces données et pour les trois catégories retenues, la BCL calcule un indice de prix Laspeyres chaîne, c'est-à-dire un indice des prix dont les pondérations sont révisées chaque année en fonction des ventes observées l'année précédente dans chaque catégorie. Par la suite, nous notons *INDX1*, *INDX2* et *INDX3* les trois sous-indices résumant l'évolution des prix des immeubles résidentiels, non résidentiels et des terrains. Nous désignons par *INDX0* l'indice global caractérisant les prix pour l'ensemble des catégories. Les taux de croissance correspondant à ces indices seront alors notés *TX0*, *TX1*, *TX2* et *TX3*. En termes réels, ces mêmes

<sup>1</sup> Note rédigée par Christophe Blot.

<sup>2</sup> Voir le rapport du Département du Logement (2003) pour plus de détails sur l'ensemble des mesures prises par le gouvernement.

<sup>3</sup> Voir Ceron et Suarez (2006) pour une analyse récente des phases de boom et de creux sur les marchés immobiliers pour n'en citer que quelques-uns.

<sup>4</sup> De nombreux articles de presse ont fait écho à cet emballement des prix de l'immobilier: Cohen (2005), *The Economist* (2005) ou D. Cambon (2006).

<sup>5</sup> On peut voir à ce sujet l'étude menée par ECB (2003) au niveau européen et celle de IMF (2004) pour un ensemble de pays industrialisés.

<sup>6</sup> Des éléments d'information plus précis concernant les définitions retenues par le STATEC peuvent être trouvés dans le Bulletin du Statec n°6-04. Voir également le Bulletin de la BCL 2000/2.

<sup>7</sup> En fait, cette catégorie inclut aussi bien des immeubles semi-résidentiels que non résidentiels. Nous privilégions le terme non résidentiel afin de simplifier la distinction.

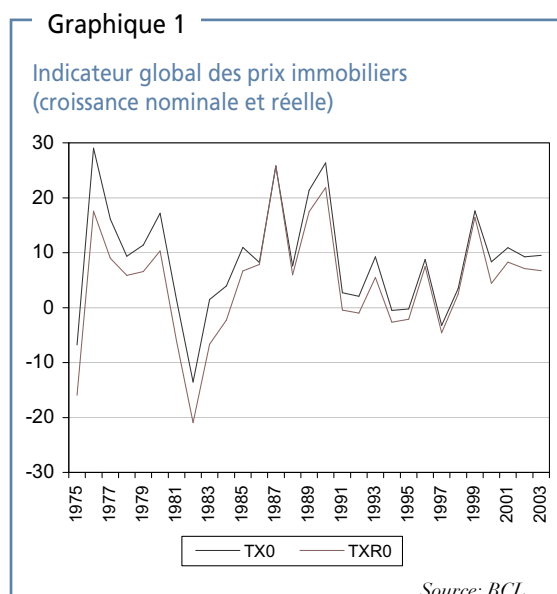
séries sont simplement respectivement notées *INDXR0*, *INDXR1*, *INDXR2*, *INDXR3* et *TXR0*, *TXR1*, *TXR2*, *TXR3*.

Avant d'étudier de façon plus approfondie la dynamique des prix immobiliers, il faut insister sur les difficultés d'interprétation des indices de prix résultant de l'hétérogénéité qui caractérise les biens immobiliers. Effectivement, au-delà des effets liés à la qualité des logements (taille, niveau de confort...), les biens immobiliers se distinguent aussi par la structure du logement (maison uni-familiale ou appartement), le type de construction ou leur localisation géographique. Un premier type d'ajustement consiste simplement à utiliser une série de prix des logements par mètre carré. Néanmoins, pour le Luxembourg, nous ne disposons pas d'informations sur la surface des logements qui ont fait l'objet de transactions à l'exception des ventes de terrain. Les séries utilisées ne peuvent donc être ajustées afin de tenir compte de cet élément. La localisation géographique est un point particulier dans la mesure où le logement ne peut être dissocié de son environnement naturel et social, mais c'est un élément dont il est difficile de tenir compte. En outre, l'acquisition d'un logement se fait généralement pour une période très longue de telle sorte qu'il existe un délai important entre l'achat et la revente d'un même bien. Les prix observés d'une période à l'autre ne correspondent donc pas aux mêmes biens. David, Dubujet, Gouriéroux et Laferrère (2002) considèrent alors: «on ne peut se contenter de faire une moyenne des prix des transactions courantes pour la comparer à celle de la période précédente. Une telle comparaison mélangerait des effets de prix à ceux de l'évolution de la qualité du stock et de la non représentativité des transactions». C'est pourquoi, dans certains cas on peut avoir recours à un modèle hédonique; c'est-à-dire une technique par laquelle les caractéristiques du bien considéré sont prises en compte pour le calcul de l'indice, ou à des indices portant sur des ventes répétées de mêmes biens<sup>8</sup>. De telles techniques ne peuvent cependant pas être utilisées pour le calcul des indices de prix immobiliers au Luxembourg.

#### 2.1.2.2 L'évolution des prix immobiliers au Luxembourg depuis 1975

Le premier indicateur qui retient l'attention lorsque l'on s'intéresse aux actifs immobiliers est le taux de croissance des prix. Indépendamment de l'évolution de toute

autre variable, la croissance des prix immobiliers représente effectivement un premier indicateur de tension sur le marché et, son évolution sur une période assez longue permet d'identifier les cycles de hausse et de baisse de prix. Ainsi le graphique 1 représente les taux de croissance nominal et réel de l'indice global des prix immobiliers depuis 1975.



L'étude des taux de croissance montre que dans l'ensemble, les évolutions suivies par les indices réel et nominal sont similaires; les phases de croissance et de ralentissement coïncident. Même s'il est hâtif d'isoler des cycles simplement à partir des taux de croissance, nous pouvons toutefois distinguer plusieurs périodes. Les années 1976-1980, 1985-1990 et 1999-2003 correspondent à des phases de croissance forte et régulière (boom) tandis que les périodes 1981-1984 et 1991-1998 ont été des années de croissance négatives (1991-1992, 1994-1995 et 1997) mais avec des rebonds assez nets (notamment en 1993 et 1996). L'application d'un filtre Hodrick-Prescott permettant de dissocier la tendance du cycle, nous fournit une information relativement similaire<sup>9</sup> sur les périodes de boom et de creux (voir graphique 2).

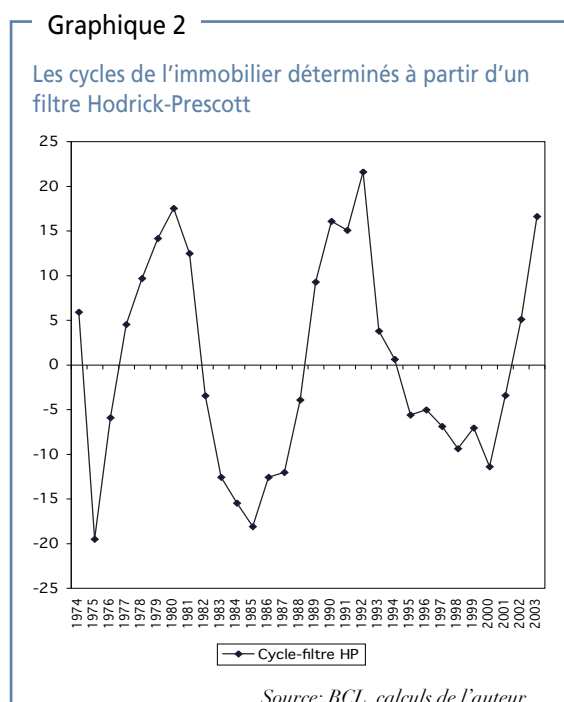
Sur l'ensemble de la période, les taux de croissance nominal et réel moyen se sont respectivement élevés à 8,12% et 4,01% (voir tableau 1). Au regard des cycles

<sup>8</sup> Voir Mac Carthy et Peach (2005).

<sup>9</sup> La datation des cycles peut toutefois faire apparaître des écarts d'un ou deux ans maximum.

de hausse précédents, la période récente ne semble pas particulièrement exceptionnelle puisque le taux de croissance réel moyen s'élève à 8,53% alors qu'il était de 9,78% entre 1976 et 1980 et de 14,01% entre 1985 et 1990. Par ailleurs, il faut préciser que les phases de baisse ne sont pas nécessairement homogènes. La période 1981-1984 est marquée par un taux de croissance réel négatif sur l'ensemble de la période avec un effondrement en particulier en 1982 (-20,94%). Par contre, la période 1991 et 1998 marque un creux assez exceptionnel de par sa durée mais aussi en raison des rebonds observés.

Un autre élément qu'il convient d'étudier est l'existence de différences notables entre les différents sous-indices. Pour ce faire, le graphique 3 compare l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel, de l'immobilier non résidentiel, des terrains et reprend également l'indicateur global<sup>10</sup>. On note immédiatement que les séries d'indice des prix de l'immobilier non résidentiel et des terrains sont bien plus volatiles, ce que l'on voit aussi nettement sur le graphique 4 représentant l'évolution des indices. Les cycles pour l'indicateur global semblent assez proches de ceux de l'immobilier résidentiel. Pour les deux autres séries, il est plus difficile d'établir que les cycles concordent. Certaines phases sont effectivement identiques mais les fluctuations sont plus erratiques. Ces différents éléments sont par ailleurs confirmés par le calcul des écart-types et des coefficients de corrélation entre les séries (voir tableau 2). La volatilité des sous-indices de prix de l'immobilier non résidentiel et des terrains est effectivement trois à quatre fois plus élevée que celle des prix de l'immobilier résidentiel. Au-delà de l'effet de composition qui fait que les trois sous indices sont corrélés avec l'indice global, les corrélations entre sous-indices sont faibles et non significatives à une exception près.



**Tableau 1** Taux de croissance moyen sur différentes sous périodes

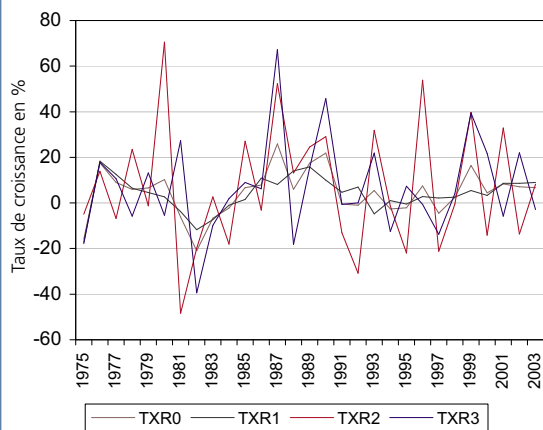
Périodes	Taux nominal moyen en %	Taux réel moyen en %
1975-2003	8,12	4,01
1976-1980	16,42	9,78
1981-1984	-1,93	-9,30
1985-1990	16,43	14,01
1991-1998	2,71	0,50
1999-2003	11,08	8,53

Source: BCL

<sup>10</sup> Dans la mesure où l'évolution des séries nominales et réelles est très proche, nous ne présentons ici que les statistiques se référant aux données réelles.

Graphique 3

Taux de croissance des différents indices de prix immobiliers (en termes réels)



Source: BCL

Cette première approche du marché immobilier au Luxembourg permet notamment d'illustrer la cyclicité des prix. Il ressort alors que le boom actuel ne semble pas exceptionnel. Néanmoins, l'information à notre disposition ne permet pas non plus de déterminer précisément à quel moment il prendra fin. Une accélération de la croissance des prix après 2003 pourrait alors venir nuancer ce premier jugement. D'ailleurs, les dernières données fournies par le STATEC indiquent que l'indice global des prix immobiliers a crû de 19,2% en 2004, soit une augmentation réelle de 16,6%. Pour 2005, l'indicateur calculé par l'Observatoire de l'Habitat<sup>11</sup> semble cependant indiquer que la hausse aurait fléchi depuis.

Tableau 2 Volatilité et corrélations croisées des différents taux de croissance

	TXR0	TXR1	TXR2	TXR3
Écart-type	10,24	7,89	27,77	21,37
Corrélation croisée	TXR0	TXR1	TXR2	TXR3
TXR0	1			
TXR1	<b>0,79</b> (6,58)	1		
TXR2	<b>0,65</b> (4,43)	0,26 (1,40)	1	
TXR3	<b>0,75</b> (5,80)	<b>0,37</b> (2,08)	0,27 (1,47)	1

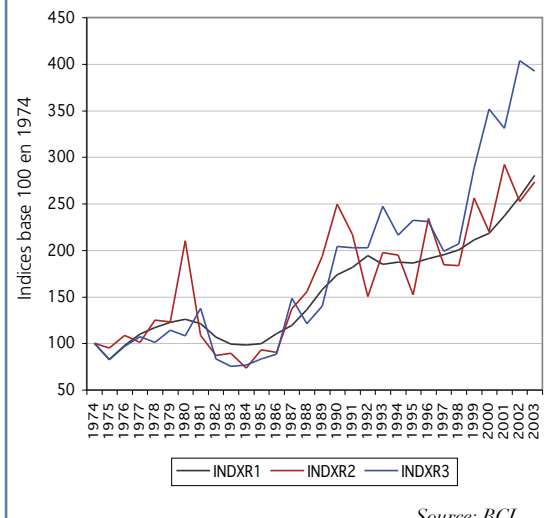
Les valeurs du t-statistique permettant de tester l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation sont données entre parenthèses. La valeur du t-stat à 5% étant égale à 2,06.

Source: BCL

<sup>11</sup> Cet indicateur est calculé depuis mai 2003 à partir des prix indiqués dans les annonces recensées auprès des agences immobilières. Il ne peut donc être directement comparé à notre indice de prix mais permet au moins d'avoir une idée de la tendance suivie par les prix.

Graphique 4

Evolution des différents indices de prix immobiliers (en termes réels)



Source: BCL

### 2.1.2.3 Autres indicateurs du marché immobilier

En dehors de l'évolution des prix immobiliers qui constituent nécessairement les premiers indicateurs de tension sur le marché immobilier, d'autres indicateurs méritent également une attention particulière. Nous nous intéressons ici à l'évolution de deux ratios particuliers : les rapports entre les prix immobiliers et le revenu disponible des ménages ou les loyers.

L'évolution de ces deux ratios est régulièrement étudiée afin de juger la pertinence de l'hypothèse d'une bulle (voir Kraimer, 2003, McQuinn, 2004 ou McCarthy et Peach, 2005). Néanmoins, comme nous le soulignons dans Blot (2006), l'identification d'une bulle spéculative renvoie généralement à la définition d'une valeur fondamentale ou d'équilibre. De fait, dès lors que la notion d'équilibre n'a pas été précisée, ni l'évolution des prix, ni celle d'un ratio ne permet d'identifier rigoureusement la présence d'une bulle. Pour autant, ces ratios restent des indicateurs de tensions sur le marché. Ils permettent d'évaluer l'état actuel du marché comparativement à des périodes antérieures en prenant en compte le rôle d'une autre variable (le revenu disponible ou l'évolution

des loyers) et éventuellement d'affiner l'identification des cycles (Muellbauer et Murphy, 1997).

Le ratio prix moyen dans l'immobilier résidentiel / revenu disponible des ménages est calculé à partir 1985<sup>12</sup>. L'évolution du revenu disponible des ménages représente sans aucun doute une variable essentielle guidant les opportunités d'achat dans le secteur de l'immobilier résidentiel. Ce ratio traduit par conséquent l'évolution de la capacité d'achat des ménages ou l'accessibilité au logement sur une période donnée<sup>13</sup>. Les périodes d'augmentation, de baisse ou de stagnation du ratio sont assez proches de celles que nous avons identifiées pour les prix (voir graphique 5). Même si les dates de retournement de tendance ne coïncident jamais parfaitement. Ainsi, le ratio a fortement augmenté entre 1985 et 1992. La période 1993-1998 est caractérisée par une relative stabilité malgré un pic en 1996. Finalement, une nouvelle hausse peut être observée depuis 1999. En 2003, le ratio atteint même sa valeur la plus élevée dépassant ainsi le point haut du boom observé à la fin des années 1980 et au début des années 1990.

L'évolution du rapport entre les prix de l'immobilier résidentiel et les loyers constitue également un indicateur intéressant en ce sens qu'il permet d'apprécier l'attraction relative de la location par rapport à l'achat<sup>14</sup>. Il constitue également un *proxy* du rendement potentiel d'un investissement immobilier<sup>15</sup> (PriceWaterhouseCoopers, 2004 et Habache, 2004). Son évolution est retracée sur le graphique 6 où il ressort que le ratio a doublé depuis 1980. On distingue une première phase de baisse entre 1980 et 1984 puis une hausse très forte intervenue entre 1985 et 1992. La tendance s'est ensuite à nouveau légèrement inversée entre 1993 et 1998 et le ratio augmente à nouveau fortement depuis 1999.

Ces deux ratios font donc également apparaître des fluctuations cycliques. De plus, les niveaux atteints en 2003 témoignent du fait que l'accessibilité au logement n'a jamais été aussi difficile au Luxembourg depuis 1985 et que le coût relatif de l'achat par rapport à la location n'a jamais été aussi élevé. En ce sens, la période de boom actuel revêt donc un certain caractère exceptionnel.

<sup>12</sup> Il faut préciser que la série de revenu disponible des ménages n'est pas calculée pour le Luxembourg. Nous utilisons un proxy calculé par la BCL et disponible depuis 1985.

<sup>13</sup> Cet indicateur est de fait plus pertinent pour les ménages primo-accédants qui ne peuvent pas bénéficier la vente d'un logement précédemment acquis.

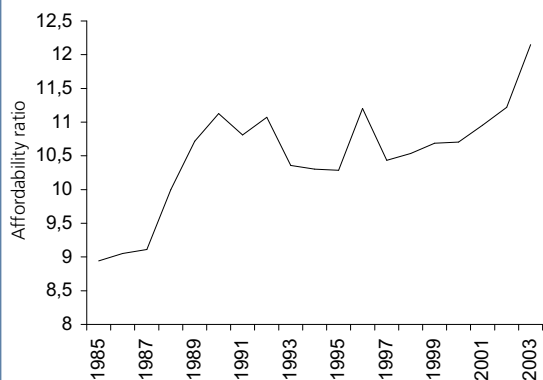
<sup>14</sup> Sur le plan pratique, l'arbitrage ne peut cependant être direct puisque les loyers sont généralement soumis à une législation particulière.

<sup>15</sup> Son inverse s'apparente en effet au Price earning ratio habituellement calculé pour les actions.



Graphique 5

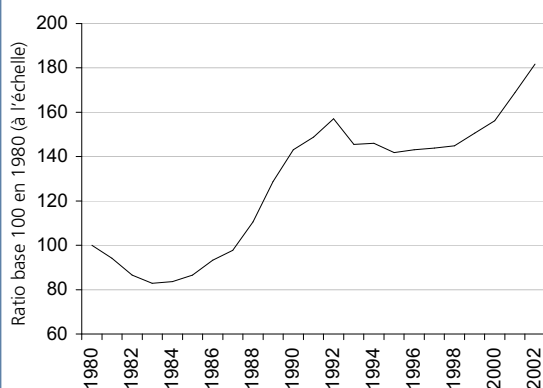
Evolution du ratio Prix moyen dans l'immobilier résidentiel / revenu disponible des ménages



Source: BCL

Graphique 6

Evolution du ratio Prix moyen dans l'immobilier résidentiel / loyers



Source: BCL, STATEC

### 2.1.3 L'évolution des prix immobiliers au Luxembourg se distingue-t-elle de celle des autres pays industrialisés?

Les paragraphes précédents ont donc permis de mettre en évidence un boom des prix immobiliers au Luxembourg depuis 1999. Au-delà des caractéristiques

spécifiques au Luxembourg de cette nouvelle phase de hausse, un élément également important est l'apparente synchronisation du cycle immobilier dans de nombreux autres pays industrialisés. Aussi, la question de la soutenabilité de l'évolution des prix s'est posée dans de nombreux autres pays<sup>16</sup>. C'est pourquoi il peut être intéressant de comparer la situation luxembourgeoise à celle d'autres pays industrialisés non seulement sur une longue période mais également sur le dernier cycle de hausse. En outre, comme nous le rappelions précédemment, l'analyse du marché immobilier ne se résume pas à l'évolution des prix. D'autres indicateurs permettent également de mieux cerner les spécificités ou au contraire les régularités entre les pays. Finalement, le marché du crédit est souvent indissociable de celui de l'immobilier. Il peut donc s'avérer utile de voir s'il existe également des similitudes à ce niveau et en particulier si les marchés immobiliers les plus dynamiques sont associés à certaines caractéristiques particulières.

#### 2.1.3.1 L'immobilier dans les pays industrialisés depuis 1975

À partir de séries portant sur l'évolution des indices de prix de l'immobilier résidentiel<sup>17</sup>, nous pouvons mener une première analyse permettant d'illustrer l'évolution des prix ainsi que la position cyclique relative du Luxembourg dans le secteur de l'immobilier résidentiel. Les graphiques 7a, b et c retracent l'évolution de l'indice des prix réels pour les différents pays. Afin de faciliter la comparaison, toutes les séries sont en base 100 en 1975. Nous distinguons alors trois groupes de pays. Le premier étant celui pour lesquels les prix, en termes réels, ont augmenté de moins de 30% depuis 1975. C'est le cas pour l'Allemagne, la Suisse, le Japon, le Danemark et la Suède (voir graphique 7a<sup>18</sup>). Notons que les prix sont pratiquement restés stables en Allemagne, au Japon et en Suisse. Ces deux derniers pays ont en fait enregistré une période de boom assez important à la fin des années 1980 et puis une longue phase de baisse des prix qui n'a pris fin qu'en 2003 pour la Suisse. La Finlande, les États-Unis, l'Italie, le Canada, la France et la Belgique constituent un groupe intermédiaire (voir graphique 7b) où les prix ont moins que doublé mais ont crû au minimum de 30%. Finalement, le Luxembourg figure dans un troisième groupe avec le

16 Voir notamment IMF (2004), OCDE (2005), OFCE (2005), Le Bayon et Pélérault (2006) et Moëc (2006).

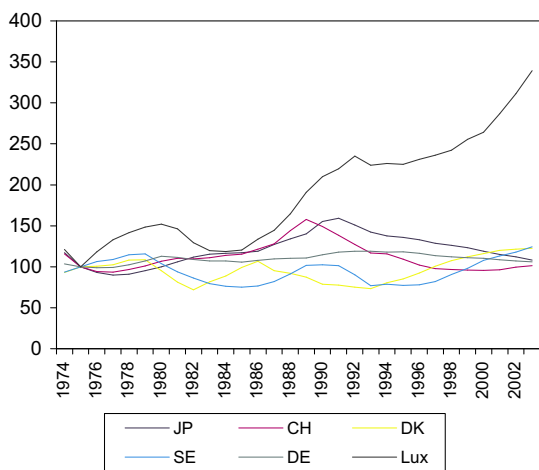
17 Ces séries sont collectées pour un certain nombre de pays : l'Allemagne, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, la Finlande, la France, l'Irlande, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, la Suède, la Suisse et les États-Unis. Les données couvrent la période 1974-2003 à l'exception de l'Espagne où la série débute en 1975. Les comparaisons sont alors systématiquement faites à partir de 1975.

18 Pour autant le Luxembourg figure sur chacun des graphiques afin de mieux illustrer sa position relative.

Royaume-Uni, l'Irlande, les Pays-Bas et l'Espagne. Ces pays sont ceux pour lesquels l'évolution des prix immobiliers a été la plus forte puisqu'ils ont à chaque fois plus que doublé (voir graphique 7c). Ces trois graphiques illustrent de fait les différences importantes pouvant exister entre les différents pays considérés. Il faut souligner que c'est au Luxembourg que l'augmentation des prix a été la plus forte puisque sur la période considérée, les prix, dans le secteur de l'immobilier résidentiel ont été multipliés par approximativement 3,5. Ainsi, de par son ampleur, la hausse des prix enregistrée au Luxembourg est tout à fait singulière.

Graphique 7a

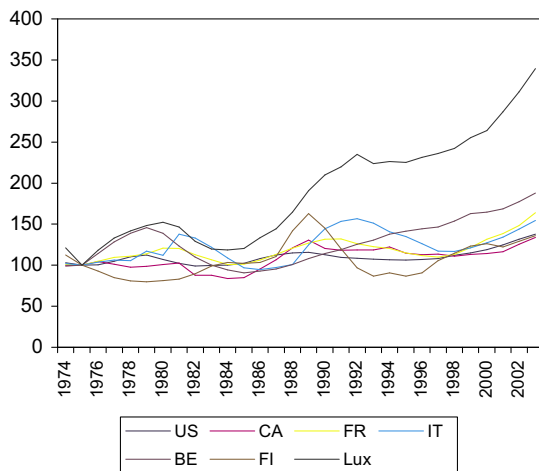
Prix immobiliers réels: comparaison internationale



Source: BCL, BRI

Graphique 7b

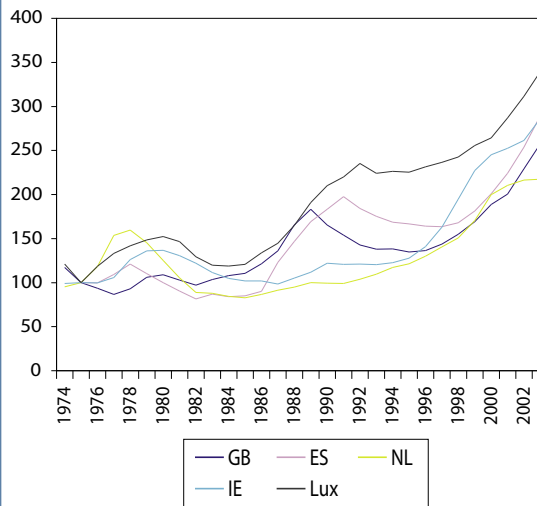
Prix immobiliers réels: comparaison internationale



Source: BCL, BRI

Graphique 7c

Prix immobiliers réels: comparaison internationale



Source: BCL, BRI

Par ailleurs, si l'on considère plus spécifiquement les pays dont les prix ont monté le plus fortement, on peut distinguer trois phases de boom (voir graphique 7c). Le premier date de la fin des années 1970 et l'augmentation est particulièrement forte aux Pays-Bas, au Luxembourg et dans une moindre mesure en Irlande. Le boom des années 1980 est particulièrement marqué en Espagne, au Royaume-Uni et au Luxembourg. Finalement, dans les années 1990, l'augmentation des prix est spectaculaire en Irlande. Elle semble également très forte au Luxembourg, en Espagne et aux Pays-Bas.

Ces différences importantes n'impliquent pas pour autant que les fluctuations cycliques n'aient pas été synchronisées. Elles peuvent simplement témoigner d'un taux de croissance moyen ou d'une volatilité plus élevée. Le tableau 3 représente pour chaque pays ces deux variables, la volatilité étant mesurée par l'écart type pour les différents pays de l'échantillon. Le tableau 4 établit les corrélations croisées entre 1975 et 2001.

Très logiquement, le Luxembourg est le pays dont le taux de croissance moyen depuis 1976 est le plus élevé notamment par rapport à celui enregistré par l'Espagne, l'Irlande et les Pays-Bas, qui représentent actuellement les pays pour lesquels la question de l'émergence d'une bulle spéculative se pose avec le plus d'acuité. Un test statistique d'égalité de moyennes<sup>19</sup> (colonne 3 du tableau 3) permet cependant d'établir que l'écart

de croissance n'est pas significatif avec la Finlande, l'Italie, la Belgique, les Pays-Bas, le Royaume-Uni, l'Irlande et l'Espagne.

**Tableau 3 Croissance moyenne et volatilité des prix immobiliers (1976-2003)**

	Taux de croissance moyen	Z-statistique $H1: E(LUX) > E(j)$	Écart-type	F-statistique $H1: Var(LUX) > ou < Var(j)$
Allemagne	0,21	3,20 <sup>a</sup>	2,02	11,15 <sup>a</sup>
Suisse	0,04	2,75 <sup>a</sup>	5,17	1,70
Japon	0,28	2,75 <sup>a</sup>	4,40	2,35 <sup>a</sup>
Danemark	0,73	1,94 <sup>a</sup>	7,59	0,79
Suède	0,78	1,98 <sup>a</sup>	7,13	0,90
Canada	1,05	2,00 <sup>a</sup>	6,01	1,26
Finlande	1,11	1,47	9,98	0,46 <sup>b</sup>
Etats-Unis	1,15	2,38 <sup>a</sup>	2,98	5,12 <sup>a</sup>
Italie	1,56	1,39	8,73	0,60
France	1,78	1,72 <sup>a</sup>	4,73	2,04 <sup>a</sup>
Belgique	2,28	1,27	6,10	1,23
Pays-Bas	2,81	0,74	9,71	0,48 <sup>b</sup>
Royaume-Uni	3,43	0,51	8,14	0,69
Irlande	3,83	0,33	7,50	0,81
Espagne	3,87	0,26	10,34	0,43 <sup>b</sup>
Luxembourg	4,46		6,75	

<sup>a</sup>: significativement supérieur au seuil de 5%.

<sup>b</sup>: significativement inférieur au seuil de 5%.

Source: BCL, BRI, calculs de l'auteur

Par contre, si l'on considère la volatilité, les prix immobiliers au Luxembourg sont statistiquement plus volatils qu'en Allemagne, au Japon, aux Etats-Unis et en France et moins volatils qu'aux Pays-Bas, en Espagne et en Finlande. A l'exception de l'Allemagne, la volatilité n'est pas nécessairement d'autant plus élevée que la croissance moyenne a été forte. Un exemple assez net est celui du Luxembourg où les prix ont été moins volatils qu'en Suède, au Danemark et surtout en Finlande alors que la croissance y a été beaucoup plus forte.

L'analyse du tableau 4 des corrélations croisées établit que le cycle des prix immobiliers luxembourgeois est corrélé avec celui de nombreux autres pays. En fait,

les seules exceptions sont le Japon, le Danemark, la Finlande et l'Irlande. En outre, les corrélations les plus fortes sont obtenues avec la France, les Pays-Bas et la Belgique. La corrélation est également significative avec l'Allemagne mais le coefficient est légèrement plus faible (0,39 contre 0,70 avec la Belgique par exemple). Même si on peut imaginer que de par les différentes législations, les marchés immobiliers restent relativement cloisonnés, les relations étroites qu'entretient le Luxembourg avec ses voisins expliquent sans doute en partie la corrélation observée. Par contre, le faible dynamisme du marché immobilier allemand sur la période contribue sans doute à expliquer pourquoi la corrélation avec ce pays est moins forte.

19 Le test utilisé est un test unilatéral où les variances théoriques ne sont pas connues et avec un nombre d'observations supérieur à 30. En supposant que les variances sont connues et en prenant en compte le nombre exact d'observations, on obtient des conclusions identiques.

**Tableau 4** *Corrélations internationales des prix immobiliers (1975-2003)*

	US	CA	JP	CH	DK	SE	GB	DE	FR	IT	ES	PB	BE	FI	IE	LU
US	1															
CA	0,43 (2,49)	1														
JP	-0,15 (-0,77)	-0,02 (-0,08)	1													
CH	0,38 (2,12)	0,50 (3,03)	0,61 (4,03)	1												
DK	0,42 (2,44)	-0,01 (-0,04)	-0,52 (-3,18)	-0,22 (-1,18)	1											
SE	0,59 (3,74)	0,41 (2,33)	-0,15 (-0,76)	0,25 (1,31)	0,25 (1,32)	1										
GB	0,66 (4,60)	0,60 (3,90)	0,28 (1,51)	0,77 (6,23)	0,14 (0,72)	0,47 (2,80)	1									
DE	-0,07 (-0,38)	0,08 (0,41)	0,56 (3,51)	0,32 (1,75)	-0,40 (-2,23)	-0,15 (-0,78)	0,12 (0,65)	1								
FR	0,51 (3,09)	0,61 (3,99)	0,07 (0,37)	0,45 (2,62)	-0,23 (-1,22)	0,62 (4,14)	0,52 (3,17)	0,23 (1,25)	1							
IT	-0,05 (-0,25)	0,22 (1,16)	0,33 (1,82)	0,26 (1,39)	-0,62 (-4,05)	0,24 (1,27)	0,07 (0,38)	0,24 (1,27)	0,48 (2,85)	1						
ES	0,60 (3,94)	0,54 (3,34)	0,15 (0,81)	0,39 (2,21)	-0,03 (-0,17)	0,66 (4,54)	0,52 (3,14)	0,03 (0,16)	0,60 (3,87)	0,23 (1,26)	1					
PB	0,51 (3,08)	0,20 (1,03)	-0,54 (-3,34)	-0,24 (-1,28)	0,40 (2,28)	0,52 (3,19)	0,00 (0,01)	-0,23 (-1,20)	0,31 (1,68)	-0,07 (-0,38)	0,40 (2,29)	1				
BE	0,45 (2,62)	0,29 (1,57)	-0,33 (-1,83)	-0,11 (-0,59)	0,12 (0,61)	0,55 (3,41)	0,08 (0,42)	0,21 (1,10)	0,48 (2,83)	0,23 (1,21)	0,37 (2,09)	0,73 (5,63)	1			
FI	0,25 (1,37)	0,37 (2,10)	0,32 (1,73)	0,67 (4,74)	0,06 (0,34)	0,39 (2,21)	0,72 (5,35)	-0,25 (-1,35)	0,21 (1,11)	-0,03 (-0,14)	0,28 (1,51)	-0,11 (-0,57)	-0,22 (-1,17)	1		
IE	0,42 (2,38)	-0,01 (-0,04)	-0,14 (-0,75)	0,01 (0,03)	0,20 (1,08)	0,59 (3,81)	0,31 (1,69)	0,09 (0,44)	0,39 (2,20)	0,15 (0,77)	0,18 (0,96)	0,39 (2,19)	0,55 (3,41)	0,18 (0,93)	1	
LU	0,51 (3,04)	0,50 (3,00)	0,21 (1,09)	0,42 (2,43)	-0,14 (-0,74)	0,47 (2,75)	0,40 (2,23)	0,39 (2,17)	0,65 (4,50)	0,41 (2,32)	0,54 (3,29)	0,44 (2,54)	0,70 (5,11)	0,10 (0,53)	0,33 (1,82)	1,00

Les valeurs du t-statistique permettant de tester l'hypothèse de nullité du coefficient de corrélation sont données entre parenthèses. La valeur du t-stat à 5% étant 2,06.

Source: BCL, BRI, calculs de l'auteur

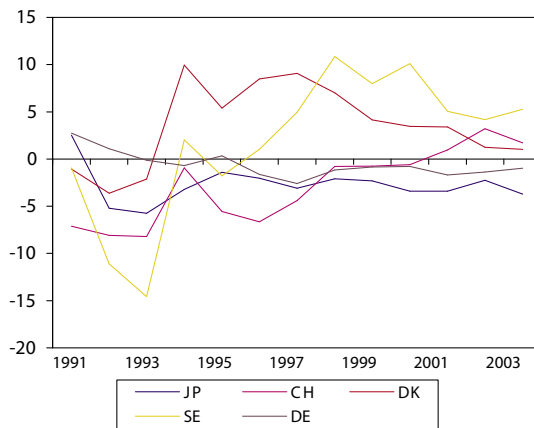
### 2.1.3.2 Les développements récents sur les marchés immobiliers

Par ailleurs, il peut également être intéressant de se focaliser plus particulièrement sur une période plus récente. Bien entendu, comme les évolutions ne sont pas parfaitement synchronisées entre les différents pays, le choix d'une date de départ est nécessairement arbitraire et ne correspond pas forcément au même stade du cycle pour les différents pays considérés. Nous avons alors choisi de nous intéresser plus particulièrement à l'évolution des prix depuis 1991, date à partir de laquelle les prix ont fortement chuté au Luxembourg, et 1999 caractérisant le début d'une nouvelle période de boom. Cette fois-ci, plutôt que de calculer des coefficients de corrélation dont il serait délicat de tester la significativité, nous comparons graphiquement (voir graphiques 8a, b et c) l'évolution des taux de croissance en reprenant les trois mêmes groupes que ceux identifiés dans les graphiques (7a, b et c).

On peut alors distinguer les pays dont le taux de croissance semble décélérer après 1997 et ceux qui au contraire semblent entrer dans une nouvelle phase de boom. Le premier groupe comprend les pays nordiques ainsi que l'Irlande<sup>20</sup>. Aux Pays-Bas, la décélération des prix semble avoir été un peu plus tardive. Le Canada, les Etats-Unis, la France, l'Italie, la Belgique, le Royaume-Uni, l'Espagne et le Luxembourg voient leur taux de croissance augmenter sensiblement à partir de 1997-1999. Pour tous ces pays, il semble par ailleurs délicat de voir si le cycle haussier a pris fin en 2003 ou se poursuit. Finalement, trois pays se caractérisent par des marchés immobiliers atones: l'Allemagne, le Japon et la Suisse même si pour ce dernier un rebond semble se matérialiser en toute fin de période.

Graphique 8a

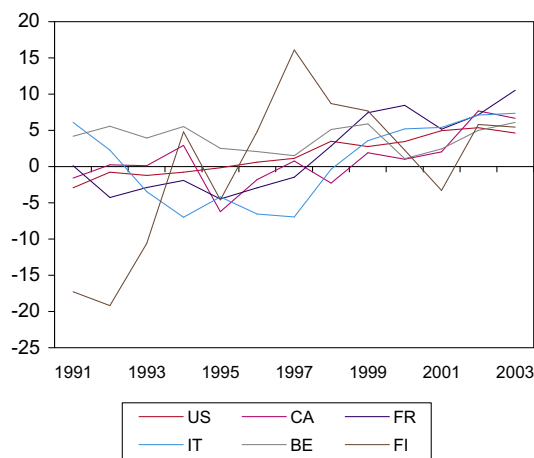
Croissance des prix immobiliers entre 1991 et 2003



Source: BCL, BRI

Graphique 8b

Croissance des prix immobiliers entre 1991 et 2003

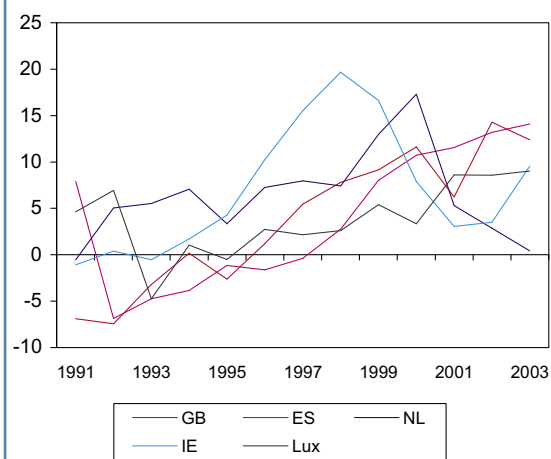


Source: BCL, BRI

20 On observe toutefois une nouvelle accélération de la croissance des prix en 2003.

Graphique 8c

Croissance des prix immobiliers entre 1991 et 2003



Source: BCL, BRI

Le tableau 5 permet de comparer les taux de croissance ainsi que la volatilité des prix immobiliers. Sur l'ensemble de la période, les pays où les hausses ont été les plus fortes sont les Pays-Bas (6,20%) et l'Irlande (+6,79%). À cet égard, la croissance des prix observée au Luxembourg n'est pas exceptionnelle puisque les

prix ont augmenté de 3,76% ce qui est relativement proche de ce qu'ont connu le Royaume-Uni, l'Espagne, la Belgique et le Danemark. À nouveau, la volatilité des prix n'a pas été forcément plus élevée dans les pays ayant connu une forte croissance des prix. Le Luxembourg et la Finlande se distinguent toujours par le fait que d'une part la volatilité des prix est très forte en Finlande alors que la croissance moyenne est modérée. D'autre part, la croissance des prix est relativement forte au Luxembourg tandis que la volatilité reste modérée. Depuis 1999, la croissance des prix a été particulièrement forte (supérieure à 8%) au Royaume-Uni et en Espagne. Le Luxembourg, la France, les Pays-Bas, la Suède et l'Irlande ont vu leur prix grimper de plus de 5%. La croissance a été très modérée en Suisse et négative au Japon et en Allemagne.

Indépendamment de la question du lien entre les fondamentaux et l'évolution récente des prix au Luxembourg, les développements récents ne semblent pas exceptionnels au regard de ce qui se passe dans d'autres pays. Le boom des prix semble particulièrement vigoureux en Espagne et au Royaume-Uni si bien que l'hypothèse d'une bulle est très régulièrement avancée (Habache, 2004 et Martines-Pagès et Maza, 2003). La croissance des prix sur le marché luxembourgeois reste toutefois dynamique et la situation semble être comparable à celle de l'Irlande ou de la France<sup>21</sup>.

Tableau 5 Croissance et volatilité des prix immobiliers au cours du dernier cycle: comparaison internationale

Pays	Taux de croissance moyen (1991-2003)	Taux de croissance moyen (1999-2001)	Ecart-type (1991-2003)
Etats-Unis	1,55	3,51	2,62
Japon	-2,74	-2,53	3,57
Allemagne	-0,60	-0,94	1,54
France	1,70	6,41	5,12
Royaume-Uni	3,46	8,84	7,07
Italie	0,51	4,75	5,48
Canada	0,82	3,18	3,52
Espagne	3,58	9,50	7,10
Pays-Bas	6,20	6,28	5,78
Belgique	3,91	3,40	2,37
Suisse	-2,94	0,75	4,79
Suède	1,50	5,38	7,31
Danemark	3,48	2,20	5,06
Finlande	-0,48	2,92	10,13
Irlande	6,79	6,64	7,35
Luxembourg	3,76	5,77	3,88

Source: BCL, BRI, calculs de l'auteur

21 Il faut souligner que ce sont également deux pays pour lesquels la question de l'émergence d'une bulle immobilière est également régulièrement posée (voir notamment McQuinn, 2004 et Moëc, 2004).

### 2.1.3.3 Accessibilité et rentabilité de l'immobilier<sup>22</sup>

Comme nous l'avons souligné précédemment, au-delà des variations de prix, certains ratios tels que le ratio Prix/revenu disponible ou Prix/loyers présentent l'intérêt de faire ressortir les principaux mouvements de prix

dans le secteur de l'immobilier au regard de variables clés comme peuvent l'être le revenu ou les loyers. Le tableau 6 résume l'évolution des prix et de ces deux ratios depuis 1980 pour un certain nombre de pays.

**Tableau 6 Ratios et prix sur les marchés immobiliers**

<i>Pays</i>	<i>Année<sup>a</sup></i>	<i>Indice prix (base 100 en 1975)</i>	<i>Ratio Prix / Revenu base 100 en 1985</i>	<i>Ratio Prix / Loyers (base 100 en 1985)</i>
Etats-Unis	1980	104,68	113,36	106,32
	1990	110,32	107,14	112,68
	2003	134,72	133,66	136,48
Allemagne	1980	106,63	114,45	115,73
	1990	108,43	94,81	99,32
	2003	100,25	79,71	73,07
France	1980	119,37	124,7	119,74
	1990	130,28	118,64	115,96
	2003	162,23	124,56	129,70
Italie	1980	115,58	134,72	
	1990	148,95	129,89	100,00
	2003	159,22	130,66	91,43
Espagne	1980	117,87	127,32	102,81
	1990	216,00	198,92	207,05
	2003	341,25	288,78	249,92
Pays-Bas	1980	151,39	151,42	161,13
	1990	120,26	111,43	109,94
	2003	262,92	243,14	203,58
Japon	1980	85,40	91,21	87,34
	1990	132,52	121,72	123,32
	2003	92,30	79,76	75,23
Royaume-Uni	1980	98,45	108,58	116,69
	1990	149,69	137,00	117,20
	2003	233,04	155,83	194,28
Canada	1980	119,12	124,23	122,25
	1990	141,86	138,47	140,73
	2003	157,94	155,54	182,59
Irlande	1980	134,24	135,63	126,82
	1990	119,78	110,47	100,79
	2003	281,40	200,81	272,45
Luxembourg <sup>b</sup>	1980	126,32	100	100
	1990	174,31	124,46	143,05
	2003	281,71	135,87	181,74 <sup>c</sup>

<sup>a</sup>: Les dates peuvent être approximatives en fonction des chiffres dont nous disposons.

<sup>b</sup>: Les données se référant au ratio Prix / Revenu disponible débute en 1985 pour le Luxembourg.

<sup>c</sup>: la dernière donnée pour l'indice des loyers est 2002.

Source: BCE, BCL, FMI, OCDE et National Agency for Enterprise and Housing

22 Les données utilisées dans ce paragraphe sont généralement issues de différentes études comparatives menées par des organismes européens ou internationaux: ECB (2003), IMF (2004), National Agency for Enterprise and Housing (2003) ou OCDE (2000 et 2004).

Le ratio Prix/Revenu disponible permettant d'évaluer l'évolution du pouvoir d'achat du revenu sur le marché immobilier a en fait baissé en Allemagne, en France, en Italie et au Japon entre 1980 et 2003 indiquant ainsi que les biens immobiliers sont devenus plus accessibles pour ces pays. À l'inverse, l'immobilier est devenu moins abordable dans les autres pays et tout particulièrement en Espagne où le ratio a augmenté de 126,81%. Sur la même période, le rapport entre prix immobiliers et revenu disponible a crû de 17,9% aux États-Unis, 35,87% au Luxembourg, 43,5% au Royaume-Uni, 48% en Irlande et 60,6% aux Pays-Bas. Sur la même période, les prix ont souvent plus que doublé. L'évolution des revenus a donc souvent au moins en partie contribué à la hausse des prix. Il n'en demeure pas moins que l'accessibilité à la propriété est devenue plus difficile dans de nombreux pays. À cet égard, la situation du Luxembourg ne semble pas vraiment singulière. La dégradation du pouvoir d'achat, en matière d'achat de biens immobiliers a été bien plus forte en Espagne ou aux Pays-Bas.

Par contre, il semble que les prix ont augmenté beaucoup plus rapidement que les loyers notamment en Espagne (+143,1%), au Luxembourg (+81,74%), au Royaume-Uni (+66,5%), en Irlande (+58,3%) et dans une moindre mesure aux Pays-Bas, aux États-Unis et en France. Même si le Luxembourg figure toujours parmi les pays pour lesquels les tensions sur le marché immobilier semblent les plus fortes, sa situation est comparable à celle d'autres pays tels que l'Espagne, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et l'Irlande.

#### 2.1.3.4 Marché du crédit et immobilier

Même si nous ne disposons pas de données permettant d'établir le pourcentage de personnes acquérant un logement qui contracte un crédit immobilier, nous pouvons très certainement considérer qu'une très grande partie des transactions immobilières est associée à un emprunt. Une étude réalisée pour le Luxembourg par Reinstadler (2003) sur un panel d'individus révèle que 59,3% des ménages étaient endettés en 2000. Il semble de plus que les ménages sont le plus souvent endettés en vue d'accéder à la propriété. L'importance du marché du crédit est confirmée lorsque l'on s'intéresse au ratio d'endettement en pourcentage du PIB. Les chiffres

de l'OCDE (voir OCDE, 2004) ou de la National Agency for Enterprise and Housing (2003) font état d'un ratio dette hypothécaire sur PIB proche de 18% en 2002, tandis que la BCE (voir ECB, 2003) l'évalue à 29%. Ce dernier chiffre correspond effectivement à l'encours de crédits immobiliers accordés par le système bancaire en 2002. Néanmoins, il néglige l'endettement contracté par les ménages luxembourgeois auprès de la Caisse de Pension des Employés Privés. Ainsi, en prenant en compte cette source supplémentaire de financement, les prêts immobiliers représentaient 31,4% du PIB en décembre 2002, 34,7% en 2003 et 36% en décembre 2004<sup>23</sup>. L'endettement a progressé d'un peu moins de 10 points depuis 1999, première date pour laquelle nous disposons d'informations précises sur les encours de crédits. Par ailleurs, il semble qu'une forte proportion de cet endettement soit contractée à taux variable. Plus précisément, les emprunts à taux variables représentent 83% des flux de nouveaux crédits accordés en 2003 et 2004. Il est par contre plus délicat d'avoir une idée plus précise de l'importance des prêts à taux variables sur l'encours total de crédits. Cette caractéristique est essentielle dans la mesure où plus le pourcentage de ménages endettés à taux variables est important, plus le revenu disponible de ces ménages sera sensible aux fluctuations des taux d'intérêt. Ainsi, dans le contexte actuel, une hausse brutale des taux d'intérêt pourrait significativement peser sur le revenu des ménages et avoir par ce biais des effets sur la consommation privée. Enfin, on peut observer qu'au cours du boom récent sur le marché de l'immobilier, la durée des prêts s'est allongée. Si la maturité standard est de 20 ou 25 ans, certains établissements peuvent proposer des crédits sur une durée de 30 ans voire plus.

Sur ces deux premiers points, le tableau 7 fait ressortir une assez forte hétérogénéité entre les différents pays. Les taux d'endettement hypothécaire diffèrent nettement. On peut cependant noter qu'il a fortement augmenté dans les pays où les prix se sont envolés: l'Espagne, les Pays-Bas, l'Irlande et dans une bien moindre mesure au Luxembourg, au Royaume-Uni et aux États-Unis. La durée normale des crédits s'étend de 15 ans en France<sup>24</sup> ou en Italie à 30 ans en Allemagne et aux Pays-Bas. Ces deux derniers pays ont pourtant connu des évolutions très différentes des prix immobiliers.

<sup>23</sup> Ce ratio s'élève à 34,3% lorsqu'on ne prend en compte que l'endettement immobilier contracté auprès des banques luxembourgeoises.

<sup>24</sup> La hausse des prix fait qu'elle a également tendance à s'allonger ces dernières années.



**Tableau 7** *Caractéristiques des marchés du crédit*

	<i>Dette hypothécaire en % du PIB</i>		<i>Ratio Prêt / valeur du bien (en %)</i> <i>Moyen-Maximum</i>		<i>Durée normale du prêt</i>	<i>% des nouveaux crédits à taux variables</i>	<i>Utilisation du refinancement hypothécaire</i>
	<i>1992</i>	<i>2003</i>	<i>Moyen</i>	<i>Maximum</i>			
Belgique	19,9	27,9	83	100	20	6	Non
Canada	42,7	42,8	75		25	8	Oui
Danemark	63,9	74,3	80	80	30	15	Oui
Finlande	37,2	31,8	75	80	15-20	97	Oui
France	21,0	24,8	67	100	15-20	14	Oui*
Allemagne	38,7	54,3	70	80	25-30		
Irlande	20,5	45,0	65	90	20	70	Oui
Italie	6,3	13,3	55	100	15		Non
Japon	25,3	36,4	80		25-30		
Luxembourg	23,9 <sup>a</sup>	34,7 <sup>b</sup>		100	20-25	83	Non
Pays-Bas	40,0	99,9	90	115	30	7	Oui
Espagne	11,9	42,1	80	100	20	>75	Non
Suède	37,5	40,4	85		<30	38	Oui
Royaume-Uni	55,5	63,8	70	110	25	72	Oui
États-Unis	45,3	63,7	78				Oui

<sup>a</sup>: Données OCDE, <sup>b</sup>: calculs de l'auteur.

\*: le texte autorisant la pratique vient seulement d'être adopté.

Par ailleurs, les dates peuvent être approximatives en fonction des éléments à notre disposition.

Source: BCE, BCL, FMI, OCDE et National Agency for Enterprise and Housing

Un autre indicateur auquel il est fait régulièrement référence est la «*loan-to-value*» représentant le pourcentage du prix du bien immobilier couvert par un crédit immobilier. Le complément à 100% correspond alors à l'apport nécessaire effectué par les ménages dans le cadre de l'acquisition d'un logement. Il permet ainsi de se rendre compte de l'existence de contraintes de liquidité sur le marché. On peut effectivement supposer que plus la «*loan to value*» est faible, plus les contraintes sont fortes. Les ménages doivent effectivement recourir de façon importante à l'autofinancement ce qui rend le marché immobilier moins dynamique. Pour le Luxembourg, la «*loan-to-value*» était généralement comprise entre 60 et 80% au cours des années 1980. Elle peut maintenant s'élever au-delà de 80% et atteindre même dans des cas très spécifiques 100% du montant du bien acquis. Ce même rapport s'établit en moyenne à 90% aux Pays-Bas et peut monter jusqu'à 115%. Par contre, alors que le marché immobilier a également été très dynamique en Irlande, le ratio «*loan-to-value*» s'élève en moyenne à 65% et peut atteindre un maximum de 90%.

Finalement, il faut souligner que la pratique d'extraction de liquidités n'existe pas au Luxembourg. Cette technique<sup>25</sup>, parfois également appelée recharge hypothécaire, est essentiellement utilisée dans les pays anglo-saxons et scandinaves mais est beaucoup plus rare en Europe continentale à l'exception des Pays-Bas et de la France où elle vient d'être mise en place. Elle permet aux ménages, par un mécanisme de revalorisation du collatéral des prêts hypothécaires, d'extraire des liquidités supplémentaires qui peuvent être allouées à des dépenses autres que des dépenses d'investissement logement. Les possibilités ainsi offertes aux consommateurs de dégager des liquidités supplémentaires ont semble-t-il contribué au dynamisme de la consommation notamment aux Etats-Unis et au Royaume-Uni (OCDE, 2004 et Benito 2004).

Une forte hétérogénéité semble donc caractériser les marchés du crédit immobilier, si bien que sans remettre en cause l'importance des facteurs financiers, il est difficile de trouver une relation univoque entre les caracté-

25 Voir Davey (2001) ou Mésonnier (2004) pour plus de précisions sur les techniques d'extraction de liquidité.

ristiques structurelles des marchés du crédit immobilier et le dynamisme des prix. Les marchés les plus déréglementés ne sont pas forcément ceux pour lesquels le dynamisme des prix a été le plus contraint. Les exemples de l'Espagne et du Luxembourg sont à cet égard assez frappants. Maclennan, Muellbauer et Stephens (2000) soulignent également que les asymétries concernant les facteurs financiers sont très fortes pour les pays de l'UEM. Malgré la libéralisation des différents marchés nationaux, la convergence reste lente et faible. Cette hétérogénéité n'est par ailleurs pas neutre et pourrait contribuer aux divergences cycliques qu'enregistre la zone euro (van den Noord, 2004) et renforcer l'asymétrie dans la transmission de la politique monétaire unique (Maclennan, Muellbauer et Stephens, 2000 et Iacoviello, 2002).

#### **2.1.4 Conclusion**

Cette analyse du marché immobilier luxembourgeois a donc permis d'appréhender un certain nombre de caractéristiques de ce marché et d'évaluer le cycle récent de hausse des prix au regard des cycles précédents et de l'évolution des prix observés dans d'autres pays industrialisés. Il ressort alors que le dernier cycle est certes caractérisé par une croissance forte mais qui n'est pas

exceptionnelle par rapport aux périodes précédentes. Néanmoins, le ratio prix / revenu a atteint un sommet en 2003, témoignant d'une accessibilité au logement plus difficile en particulier pour les ménages primo-accédants. À cet égard, la situation au Luxembourg est comparable à celle observée en Espagne, en Irlande ou au Royaume-Uni, pays de fortes tensions. Notre analyse ne permet certes pas d'établir que les cycles seraient plus synchronisés mais nous mettons cependant en évidence l'existence de nombreuses corrélations significatives. De nombreux pays ont ainsi connu à partir de la fin des années 1990 une nouvelle période de boom initiée sans doute au départ par la croissance des revenus et relayée ensuite par des conditions de financement devenues plus favorables grâce à l'assouplissement des politiques monétaires.

Quelques signes témoignent aujourd'hui d'une progression moins rapide des prix. La crainte du krach reste présente mais le scénario le plus souvent envisagé est celui d'un atterrissage en douceur. Toutefois, dans une période d'incertitude concernant l'inflation et l'évolution des taux d'intérêt à court et à long termes, il convient de rester vigilant afin d'éviter une baisse trop brutale des prix qui pourrait avoir des conséquences néfastes sur la croissance et sur la stabilité du système financier.

## Références bibliographiques

**BCL** (2000): «L'inflation des prix des actifs immobiliers: une application au cas luxembourgeois», Bulletin de la BCL 2000/2, pp 56-71.

**BCL** (2004): «L'immobilier résidentiel au Luxembourg», Bulletin de la BCL 2004/3, pp 31-33.

**Benito A.** (2004): «Housing equity and consumption: insights from the Survey of English housing», Bank of England Quarterly Bulletin Autumn, pp 302-309.

**Blot C.** (2006): «Peut-on parler de bulle sur le marché immobilier au Luxembourg», Cahier d'études de la BCL n° 20.

**Cambon D.** (2006): «En Espagne, la bulle immobilière est au bord de l'éclatement», Le Figaro daté 22/06/06.

**Cohen D.** (2005): «Le krach attendu de l'immobilier», Le Monde daté 15/01/05.

**Davey M.** (2001): «Mortgage equity withdrawal and consumption», Bank of England Quarterly Bulletin Spring, pp 100-103.

**David A., F. Dubujet, C. Gouriéroux et A. Laferrère** (2002): «INSEE méthode: les indices de prix des logements anciens», Insee-Méthodes n° 98.

**Département du Logement** (2003): Rapport d'activité.

**ECB** (2003): «Structural factors in the EU housing markets», Mimeo ECB March.

**Habache O-G.** (2004): «Ni enfer, ni paradis: le marché de l'immobilier résidentiel britannique au point d'inflexion», Crédit Agricole Flash Éco décembre.

**Iacoviello M.** (2002): «House prices and business cycles in Europe: a VAR analysis», Boston College Working Paper.

**IMF** (2004): «The global house price boom», World Economic Outlook September, pp 71-89.

**Kraimer J.** (2003): «House price bubbles», Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter n° 6.

**Le Bayon S. et H. Péléraux** (2006): «L'exubérance rationnelle de l'immobilier», Revue de l'OFCE n° 95, pp 83-114.

**Martinez Pagès J. et L.A. Maza** (2003): «Analysis of house prices in Spain», Banco de España Documento de Trabajo n° 0307.

**MacCarthy J. et R. Peach** (2005): «Are home prices the next bubble?», forthcoming in FRBNY Economic Policy Review.

**Maclennan D., J. Muellbrauer and M. Stephens** (2000): «Asymmetries in housing and financial market institutions in EMU», Mimeo.

**McQuinn K.** (2004): «A model of the Irish housing sector», Research Technical Paper 1/RT/04.

**Mésonnier J-S.** (2004): «Crédit hypothécaire et soutien à la consommation: quelles leçons tirer du modèle anglo-saxon?», Bulletin de la Banque de France n° 129, pp 43-57.

**Moëc G.** (2004): «Y a-t-il un risque de bulle immobilière en France?», Bulletin de la Banque de France n° 129, pp 45-58.

**Moëc G.** (2006): «La soutenabilité des prix de l'immobilier aux Etats-Unis et en Europe», Bulletin de la Banque de France n° 148, pp 21-38.

**Muellbauer J. et A. Murphy** (1997): «Booms and busts in the UK housing market», The Economic Journal 107, pp 1701-1727.

**National Agency for Enterprise and Housing** (2003): «Housing statistics in the European Union», téléchargeable sur [www.ebst.dk/file/2256/housing\\_statistics\\_2003.pdf](http://www.ebst.dk/file/2256/housing_statistics_2003.pdf).

**OCDE** (2000): «Prix des logements et activité économique», Perspectives Economiques de l'OCDE 68, pp 195-211.

**OCDE** (2004): «Marchés du logement, patrimoine et cycle économique», Perspectives Economiques de l'OCDE 75, pp 157-178.

**OCDE** (2005): «Le rôle des fondamentaux dans l'évolution récente des prix des logements», Perspectives Economiques de l'OCDE n° 78, pp 197-239.

**OFCE** (2005): «Logement: sommets atteints?», Lettre de l'OFCE n° 257.

**PriceWaterhouseCoopers** (2004): «European house prices», European Economic Outlook octobre.

**Reinstadler A.** (2003): «L'évolution de l'endettement des ménages au cours des années 1994 à 2000», Population & Emploi n° 3, CEPS/INSTEAD-Statec-IGSS.

**Statec** (2004): «Les ventes de biens immobiliers 1992-2002», Bulletin du Statec n° 6-2004.

**The Economist** (2005), March 3<sup>rd</sup>.

**The Economist** (2005), June 16<sup>th</sup>.

**Van den Noord P.** (2004): «Modelling cyclical divergence in the euro area: the housing channel», OECD Working Paper n° 400.

## 2.2 GRENZÜBERGREIFENDE PENDLERSTRÖME IN DER GROSSREGION: EIN ERKLÄRUNGSVERSUCH\*

### 2.2.1 Einführung

Dieser kurze Artikel hat zum Ziel, die aggregierten Grenzpendlerströme in den Grenzgebieten von 4 EU-Ländern – Belgien, Deutschland, Frankreich, und Luxemburg – zu analysieren. Dieses Thema ist bisher generell nur auf sehr wenig internationales Forschungsinteresse gestoßen, auch weil die Grenzpendlerströme innerhalb der Europäischen Union immer noch ein vernachlässigbar kleines Phänomen darstellen, obwohl der freie Verkehr von Arbeit, wie auch von Waren, Dienstleistungen, Kapital, zu den fundamentalen Zielen des Einheitlichen Europäischen Binnenmarktes gehört. Dabei wurden grenzüberschreitende Arbeitsmobilität betreffende Restriktionen schon 1968 mit der Entstehung des Binnenmarktes weitgehend abgeschafft. Die regionale Arbeitsmobilität in

Europa ist nicht nur geringer als in den USA, sondern auch geringer als in Japan, Großbritannien, Kanada oder Australien. In einer Studie, die für die Europäische Kommission erstellt wurde, pendeln nur in etwa 1,4% (500 000 von 34 Mio.) der in Grenzgebieten ansässigen aktiven Bevölkerung zu ihrer Arbeitsstätte in einen anderen Mitgliedstaat (MKW, 2001).

Dennoch gibt es gravierende Unterschiede zwischen verschiedenen Grenzregionen. Trotz seiner geringen Größe ist das Großherzogtum Luxemburg eines der wichtigsten Ziele für Grenzpendler im Europäischen Ökonomischen Gebiet. Die Grenzpendler stellen einen gehörigen Anteil der Beschäftigten in Luxemburg; im Jahr 2001 erreichte deren Anzahl zum ersten Mal die 100 000 Marke (STATEC, 2003). Momentan stellen die Grenzpendler 41 Prozent der in Luxemburg insgesamt Beschäftigten.

Tableau 1 *Grenzpendler und ihr Anteil an der regionalen Beschäftigung in %, 1999*

<i>Grenzregion</i>	<i>Anzahl der Pendler</i>	<i>Anteil an der regionalen Gesamtbeschäftigung</i>
Belgien — Deutschland	6 300	0,67
Belgien — Die Niederlande	22 900	0,67
Belgien — Frankreich	24 400	0,88
Dänemark — Deutschland	2 500	0,76
Dänemark — Schweden	3 000	0,13
Deutschland — Frankreich	61 700	2,5
Deutschland — Die Niederlande	33 100	0,76
Deutschland — Österreich	21 000	0,96
Spanien — Frankreich (inkl. Andorra)	4 100	0,17
Spanien — Portugal	4 000	0,15
Frankreich — Italien (inkl. Monaco)	27 900	1,1
Frankreich — Großbritannien	2 700	0,28
Irland — Großbritannien	11 500	1,42
Italien — Österreich	1 900	0,22
Finnland — Schweden	900	0,41
Luxemburg (mit BEL, GER and FRA)	79 200	4,73

Quelle: MKW (2001)

\* von Thomas Mathä and Ladislav Wintr: Wir danken Guy Zacharias von Statec für die Grenzpendlerdaten sowie Michal Mlady von Eurostat für die Kompilation von konsistenten Arbeitsmarktindikatoren für unsere Datenperiode. Ladislav Wintr bedankt sich für die erhaltene Unterstützung der Ridgefield Stiftung, welche er durch das Henry J. Leir Programm an der Clark University erhielt.

**Tableau 2 Grenzpendler in der Groß-Region, 2003**

Herkunft / Ziel	Luxemburg	Wallonien	Saarland	Rheinland-Pfalz	Lothringen
Luxemburg		315 <sup>b</sup>	42	126	200 <sup>b</sup>
Wallonien	29 007		72 <sup>b</sup>	161	130 <sup>b</sup>
Saarland	3 378	0 <sup>a</sup>		11 958	1 000 <sup>b</sup>
Rheinland-Pfalz	14 996	100 <sup>a</sup>	21 211 <sup>b</sup>		120 <sup>b</sup>
Lothringen	52 503	3 196 <sup>b</sup>	21 652 <sup>b</sup>	1 800	

Notiz: <sup>a</sup> und <sup>b</sup> beziehen sich auf jeweils 2001 und 2002.

Quelle: Statec and Berger (2005).

**Tableau 3 Regionalökonomische Indikatoren**

	Saarland	Lothringen	Luxemburg	Rheinland-Pfalz	Wallonien
Pro Kopf Bruttoinlandsprodukt, in Kaufkraftparitäten <sup>b</sup>	21 874	19 542	45 026	20 368	17 842
Bruttoinlandsprodukt pro Beschäftigten, in Kaufkraftparitäten <sup>b</sup>	53 273	43 961	106 736	46, 91	49 963
Monatlicher Bruttolohn / Beschäftigten <sup>a</sup>	2 796	n.a.	3 727	2 918	2 834
Netto Migration als % der Bevölkerung <sup>a</sup>	0,104	-2,802	0,836	0,252	0,231
Harmonisierte Arbeitslosenrate in % <sup>c</sup>	8,4	9,7	3,7	6,5	10,8

Notiz: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> und <sup>c</sup> beziehen sich jeweils auf die Jahre 2000, 2002 und 2003

Quelle: www.grande-region.lu, New Cronos.

### 2.2.2 Ein Schwerkraftmodell über den Grenzpendlerstrom

Das einfachste Schwerkraftmodell (gravity model) nimmt an, daß die Anzahl der Menschen, die in Region i leben und Region j arbeiten (i.e., der Grenzpendlerstrom  $T_{ij}$ ) sich mit der Größe der aktiven Bevölkerung in der Herkunftsregion  $L_i$  und der Gesamtbeschäftigung in der Zielregion der Arbeit  $E_j$  erhöht, sowie mit zunehmender Entfernung  $d_{ij}$  zwischen beiden Regionen abnimmt (Vermeulen, 2003). Formal kann die beschriebene Beziehung wie folgt dargestellt werden:

$$T_{ijt} = c L_{it}^{\alpha} E_{jt}^{\beta} f(d_{ij}, \gamma), \quad (1)$$

wobei c eine Konstante,  $\alpha$ ,  $\beta$  und  $\gamma$  zu schätzende Parameter darstellen und  $f(d_{ij}, \gamma)$  eine Funktion der Entfernung ist.

Lohnunterschiede werden häufig als ein Hauptgrund für das Pendeln angeführt. Dieses wird empirisch sowohl durch die hohe Korrelation zwischen Pendlerströmen und

durchschnittlichen Lohnniveaus (MKW, 2001), als auch durch Studien bestätigt, welche die durch das Pendeln zu kompensierenden Lohnunterschiede eingehender erörtern (Vgl. van Ommeren et al., 2000). Auch die uns hier zur Verfügung stehenden Daten weisen eine hohe Korrelation zwischen grenzüberschreitenden Pendlerströmen (Tabelle 2) und Unterschieden in Einkommen, Lohn und Arbeitslosenraten auf (Tabelle 3). Deshalb erweitern wir das zuvor beschriebene Modell in folgender Weise

$$T_{ijt} = c \left( \frac{u_{it}}{u_{jt}} \right)^{\theta} \left( \frac{w_{jt}}{w_{it}} \right)^{\eta} L_{it}^{\alpha} E_{jt}^{\beta} f(d_{ij}, \gamma), \quad (2)$$

wobei u für die Arbeitslosenrate und w für den durchschnittlichen Lohn stehen.

Zusätzlich erlauben wir die Wirkung der Entfernung nichtlinearer Natur zu sein, indem wir einen quadratischen Term in der exponentiellen Form der Entfernungsfunktion  $f(d_{ij}, \gamma) = \exp\{\gamma_1 d_{ij} + \gamma_2 d_{ij}^2\}$  hinzufügen. Wir fügen zudem eine Statthaltervariable

für jede einzelne Region (dreg) und für eine gemeinsame Sprache (dlang) ein. Dadurch wird die Konstante  $c$  durch  $\exp\left\{\delta dlang_{ij} + \sum_{r=1}^5 v_r dreg_{ijr}\right\}$  ersetzt, wobei  $\delta$  und  $v_r$  Parameter sind und  $r$  ein Index der Regionen darstellt.

### 2.2.3 Variablen und Daten

Die Daten für der Anzahl der Grenzpendler kommen von Stateg, Luxemburgs nationalen statistischen Amt. Die Entfernung wurde als die kürzeste Fahrzeit mit dem PKW (in Minuten) zwischen Luxemburg-Stadt (Luxemburg), Arlon (Belgien), Thionville (Frankreich), Saarlouis (Saarland, Deutschland), Trier (Rheinland-Pfalz, Deutschland) ermittelt. Die zugrunde gelegte Fahrzeit für Pendler nach Luxemburg beträgt zwischen 23 to 48 Minuten<sup>26</sup>. Die ausstehenden Variablen wurden der New Cronos Regionaldatenbank von Eurostat entnommen<sup>27</sup>. Die aktive Bevölkerung (ausschließlich der Grenzpendler) und die Gesamtbeschäftigung dienen als Approximationen für die Größe der Herkunfts- und Zielregion. Die Daten für das verfügbare Einkommen oder Bruttolöhne waren nicht vorhanden, so daß wir mit der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten gemäß der regionalen Kontenrechnung vorlieb nehmen mußten. Hier ist zu bedenken, daß der Anzahl der Grenzpendler in der Kalkulation der Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten nicht explizit Rechnung getragen werden konnte. Dieses hätte zur Folge gehabt, daß die Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten in allen Regionen hätte angepaßt werden müssen. Dieses ist jedoch nicht möglich, weil Daten über die Anzahl der Ein(Aus)-Pendler für andere angren-

zende Regionen nicht verfügbar sind. Wir entschieden uns deshalb, für jede Region eine Statthaltervariable in die Schätzung einzufügen, welches dieser Thematik (zum Teil) Rechnung trägt, sowie dazu dient Unterschiede in Abgaben für die Krankenkasse, Rentenversicherung und andere soziale Sicherungsdienste, sowie Steuern und Steuerfreibeträge usw. aufzufangen, die auf regionaler Ebene auch nicht vorhanden sind. Ferner bezieht sich die Schätzung nur auf die Jahre 1996-2003. Dieses ist dadurch bedingt, daß mit Ausnahme der Anzahl der Grenzpendler nach Luxemburg weder für die Grenzpendler zwischen anderen Regionen noch für die aus der Regionaldatenbank New Cronos stammenden Variablen, neuerer Datenpunkte vorhanden sind.

### 2.2.4 Resultate

Um das Model (1) zu schätzen, addieren wir einen multiplikativen Fehlerterm in Gleichung (1) und logarithmieren auf beiden Seiten, um die folgende Schätzungsgleichung zu erhalten

$$\ln(T_{ijt}) = \alpha \ln(L_{it}) + \beta \ln(E_{jt}) + \gamma_1 d_{ij} + \gamma_2 d_{ij}^2 + \delta dlang_{ij} + \sum_{r=1}^5 v_r dreg_{ijr} + \varepsilon_{ijt} \quad (1')$$

Unter Annahme einer kontinuierlichen Verteilung  $\ln(T_{ijt})$  sowie einer log-normalen Verteilung des Fehlerterms, kann das Model mit der KQ-Methode geschätzt werden. In Model (1') sind alle Koeffizienten hochgradig signifikant und erklären 97 Prozent der Variabilität der zuerklärenden Variable (Tabelle 4).

26 Die mediane Grenzpendler Fahrzeit zu Luxemburg beträgt laut Berger (2005) 42 Minuten, was die Auswahl unserer regionalen Zentren bestätigt.

27 Die Arbeitsmarktvariablen von Interesse, welche in New Cronos veröffentlicht werden, sind aufgrund von methodologischen Änderungen über die gesamte Zeitspanne gesehen nicht konsistent. Konsistente Daten wurde direkt von Eurostat bezogen.

Tableau 4 *Schätzergebnisse*

		(1)	(2)	(3)		(4)	
		KQ	KQ	Negatives binominales Model		Generalisiertes negatives binominales Model	
Koeff.	Variable	Koeff.	Koeff.	Koeff.	Mfx	Koeff.	Mfx
$\alpha$	$\ln(L_{it})$	6.997‡ (1.57)	1.835 (1.35)	1.755 (1.16)	2065.4 [2.1]	0.399 (0.56)	457.34 [0.5]
$\beta$	$\ln(E_{it})$	5.325‡ (1.66)	2.630 (1.34)	1.806 (1.16)	2125.4 [2.4]	0.858 (0.52)	984.28 [1.1]
$\theta$	$\ln(u_{it}/u_{jt})$		0.121 (0.25)	0.586† (0.27)	689.96 [491.8]	0.605‡ (0.12)	694.02 [494.7]
$\eta$	$\ln(gva_{it}/gva_{jt})$		3.174‡ (0.537)	1.785† (0.59)	2100.5 [1815.3]	2.170‡ (0.22)	2488.9 [2151.0]
$\gamma_1$	$d_{ij}$	-0.566‡ (0.07)	-0.569‡ (0.05)	-0.393‡ (0.03)	-462.18	-0.392‡ (0.02)	-449.41
$\gamma_2$	$d_{ij}^2$	0.003‡ (0.00)	0.003‡ (0.00)				
$\delta$	$dlang$	1.423‡ (0.41)	1.333‡ (0.34)	1.875‡ (0.24)	2067.9	2.855‡ (0.23)	3284.2
$\psi$				0.820 (0.10)			
R <sup>2</sup>		0.970	0.985				
LogL					-1056		-1021
N		127	125		131		131

Notizen: Alle Modelle beinhalten eine Gruppe von 5 regionalen Statthaltervariablen (nicht gezeigt). Standardfehler mit der White Methode sind in Klammern aufgeführt. Koeffizienten mit einem † und ‡ sind signifikant am 5% und 1% Niveau des Konfidenzintervalls.  $\psi$  bezeichnet den Überdispersionsparameter. 'Mfx' steht für Marginaleffekte. Werte in [] korrespondieren zu den Marginaleffekten vor der logarithmischen Transformation.

Den Schätzungen des Model (1') zufolge vergrößert eine 1-prozentige Erhöhung der aktiven Bevölkerung in der Herkunftsregion und der Beschäftigung in der Zielregion die Anzahl der Aus-(Ein)pendler um jeweils 7 und 5,3 Prozent. Zudem, je länger die Fahrzeit ist, desto kleiner ist die Anzahl der Pendler. Jede zusätzliche Minute Fahrzeit führt jedoch zu einer geringeren Reduktion der Anzahl der Pendler je mehr Zeit schon mit Pendeln verbracht wurde. Schlußendlich führen unterschiedliche Sprachen zwischen Regionen zu signifikant geringeren Pendlerströmen. In Model (2) sind die Arbeitsmarktvariablen auf Grund des Zufügens des relativen Bruttoeinkommens pro Beschäftigten insignifikant. Dieses ist höchstwahrscheinlich auf die hohe Kollinearität der relativen Arbeitslosenrate und der relativen Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten zurückzuführen<sup>28</sup>.

Da die zu erklärende Variable in Model (1) und (2) keine negativen Werte annehmen kann und diskret in ihrer Natur ist, benutzen wir alternativ ein Poissonmodell, bei welchem die Wahrscheinlichkeit der Anzahl der Pendler  $T_{ijt}$  von  $i$  nach  $j$  aus einer Poissonverteilung mit dem Parameter  $\lambda_{ijt}$  (dem Durchschnitt) gezogen wird. In der Poissonverteilung gleicht die Varianz von  $T_{ijt}$  seinem Durchschnitt  $\lambda_{ijt}$ . In unserem Fall ist es jedoch die Anzahl der durchschnittlichen Grenzpendler deutlich geringer als deren Varianz. Die durchschnittliche Anzahl der Grenzpendler beträgt 7,474 während deren Varianz 11,746<sup>2</sup> erreicht. Das negative binomiale Model kann dieser „Überdispersion“ Rechnung tragen, indem eine Extra-Variation in den Fehlerterm  $u_{ijt}$  des Poissonmodell eingeführt wird. Formell gesehen nehmen wir an, daß die Anzahl der Pendler von einem Poissonprozeß mit Parameter  $\lambda_{ijt}$ , d.h.  $T_{ijt} \sim \text{Poisson}(\lambda_{ijt})$ , generiert wird,

28 Der Korrelationskoeffizient zwischen den beiden Variablen beträgt mehr als 90 Prozent. Wenn wir dieselbe Spezifikation entweder mit der relativen Arbeitslosenrate oder der relativen Bruttowertschöpfung pro Beschäftigten schätzen, dann wird der jeweilige Koeffizient positiv signifikant.

wobei  $\lambda_{ijt} = \exp(x'_{ijt} b + u_{ijt})$  und  $u_{ijt}$  einer Gammaverteilung folgendem Fehlerterm  $\exp(u_{ijt}) \sim \text{Gamma}(1/\psi, \psi)$  darstellt. Je größer  $\psi$  ist, desto größer ist auch die Überdispersion; wenn  $\psi$  gleich Null ist, dann reduziert sich das negative binominale Modell wieder zum Poissonmodell.

Die Ergebnisse der negativen binominalen Modell deuten auf eine geringere Elastizität der Pendler in Bezug auf die relative Bruttowertschöpfung und die Beschäftigung in der Zielregion hin. Zu guter Letzt generalisieren wir das Modell weiter und erlauben dem Logarithmus des Überdispersionsparameters  $\psi$ , sich von Observation zu Observation als Linearkombination einer Gruppe von Kovariaten  $z_{ijt}$  zu unterscheiden. In unserem Fall sind das die Entfernung, die aktive Bevölkerung und die Beschäftigung. Die Modellschätzung ist jetzt etwas besser, und alle Koeffizienten haben wiederum das erwartete Vorzeichen. Demnach reduziert eine zusätzliche Fahrminute die Anzahl der Grenzpendler um 450, während eine gemeinsame Sprache deren Anzahl um ungefähr 3 300 erhöht. Die aktive Bevölkerung und die Beschäftigung sind in Tausenden gemessen, so daß eine Erhöhung der Beschäftigung in der Zielregion um 1 000 ungefähr mit einer Erhöhung um einen Ein-Pendler einhergeht.

### 2.2.5 Zusammenfassung

Dieser Artikel analysiert die aggregierten Pendlerströme in Grenzregionen von vier aneinandergrenzenden

EU Staaten von 1996-2003. Die Entfernung zweier Regionen hat eine signifikant negative Wirkung auf die Anzahl der Pendler. Höhere relative Löhne vergrößern den Ein-Pendlerstrom, während eine höhere relative Arbeitslosenrate zu einem erhöhten Aus-Pendlerstrom führt. Eine gemeinsame Sprache zweier Regionen erhöht die Anzahl der Pendler.

### 2.2.6 Bibliographie

Berger, Frédéric, 2005, Développement de l'emploi transfrontalier au Luxembourg et portrait sociodémographique des frontaliers, Population & Emploi, No. 8, (CEPS/INSTEAD, Luxembourg).

MKW, 2001, Scientific Report on the Mobility of Cross-border Workers within the EEA, Report for the European Commission, DG Employment and Social Affairs, (MKW: München).

Statec, 2003, Economic and Social Portrait of Luxembourg, (Statec: Luxembourg).

van Ommeren, Jos, van den Berg, Gerhard J. and Gorter, Cees (2000): "Estimating the marginal willingness to pay for commuting", Journal of Regional Science, Vol. 40, Nr. 3, S. 541-563.

Vermeulen, Wouter, 2003, A model for Dutch commuting, CDB Report.



## 2.3 LA FIABILITÉ DES ESTIMATIONS DE L'ÉCART DE PRODUCTION<sup>29</sup>

---

L'écart de production est une mesure du positionnement de l'économie dans le cycle économique. Cet écart représente la distance entre le PIB observé et le PIB potentiel. Les mouvements du PIB potentiel nous renseignent sur les tendances à moyen terme de l'économie, tandis que l'écart de production nous renseigne sur les mouvements cycliques à plus court terme. Cette contribution fournit une mise à jour des estimations de l'écart de production pour le Luxembourg (selon six différentes méthodes<sup>30</sup>) qui ont été publiées la dernière fois dans le rapport annuel 2004 de la BCL. Ensuite, elle évalue la fiabilité de ces estimations, notamment dans un contexte de temps réel (estimation pour la période en cours sur base de données provisoires et incomplètes).

### 2.3.1 Mise à jour des estimations de l'écart de production

Cette mise à jour est marquée par le passage aux nouveaux comptes nationaux intégrant d'importants changements méthodologiques tels que la distribution

des Services d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurées (SIFIM) à la demande finale. Les nouvelles estimations de l'écart de production figurent dans la partie supérieure du tableau suivant. On peut constater que l'écart de production en 2005 était négatif selon toutes les méthodes considérées (niveau de production inférieur à son niveau potentiel). Cette unanimité corrobore le résultat déjà observé dans le rapport annuel 2004 (quand l'observation 2005 était encore une prévision). Cependant, les nouvelles informations ont réduit la taille de l'écart négatif, comme on observe dans la partie centrale du tableau, qui présente les révisions de l'écart de production par rapport aux estimations en 2005. En effet, pour l'année 2005, ces révisions sont positives pour cinq des six méthodes, indiquant que l'écart de production pour 2005 était généralement moins négatif qu'anticipé initialement. Pour la méthode de Kuttner, la révision a été particulièrement importante (+1,6%) réduisant l'écart de production en 2005 pratiquement à zéro (-0,3%).

---

<sup>29</sup> Note rédigée par Paolo Guarda

<sup>30</sup> Voir le cahier d'études n° 4 de la BCL pour une explication des différentes méthodes.

**Tableau 1 Ecart de production et croissance potentielle**

	<i>PIB réel (mía EUR)</i>	<i>Tendance linéaire</i>	<i>Hodrick-Prescott</i>	<i>Harvey-Jaeger</i>	<i>Kuttner</i>	<i>Apel-Jansson</i>	<i>Fonction Production</i>
<i>Estimations de l'écart de production</i>							
2001	22,55	3,30%	2,50%	4,20%	2,10%	3,40%	1,70%
2002	23,37	2,00%	1,70%	2,90%	2,20%	2,70%	0,80%
2003	23,85	-0,80%	-0,60%	0,10%	1,60%	0,20%	-1,30%
2004	24,86	-1,50%	-0,60%	-0,50%	0,70%	-1,20%	-1,00%
2005	25,87 <sup>a</sup>	-2,40%	-0,80%	-1,20%	-0,30%	-2,30%	-0,80%
2006	27,03	-2,80%	-0,40%	-1,60%	-1,10%	-2,50%	-0,30%
2007	28,12	-3,70%	-0,60%	-2,40%	-1,60%	-2,40%	-0,10%
2008	29,33	-4,30%	-0,40%	-3,00%	-1,50%	-1,90%	0,30%
<i>Révisions</i>							
<i>Révisions de l'écart de production par rapport aux estimations en 2005</i>							
2001	1,00%	-0,40%	-0,20%	0,30%	-1,00%	0,40%	0,00%
2002	1,10%	0,90%	1,00%	0,50%	-0,20%	0,90%	1,10%
2003	-0,90%	0,30%	0,10%	-0,40%	0,60%	0,10%	-0,10%
2004	-0,30%	0,20%	-0,10%	0,20%	1,30%	-0,10%	-0,60%
2005	0,50%	0,70%	0,10%	1,30%	1,60%	0,10%	-0,30%
<i>Croissance du PIB réel</i>							
<i>Estimations de la croissance potentielle</i>							
2001	2,50%	5,00%	4,70%	5,20%	1,80%	3,10%	5,30%
2002	3,60%	5,00%	4,50%	5,00%	3,60%	4,40%	4,60%
2003	2,00%	5,00%	4,40%	5,00%	2,60%	4,60%	4,20%
2004	4,20%	5,00%	4,30%	4,90%	5,20%	5,70%	3,90%
2005	4,00% <sup>a</sup>	5,00%	4,20%	4,90%	5,10%	5,20%	3,90%
2006	4,50%	5,00%	4,20%	4,90%	5,30%	4,70%	3,90%
2007	4,00%	5,00%	4,20%	4,90%	4,50%	3,90%	3,90%
2008	4,30%	5,00%	4,20%	4,90%	4,30%	3,80%	3,90%
<i>Croissance réelle: moyenne</i>							
<i>Croissance potentielle: moyenne</i>							
depuis 1981	4,70%	5,00%	4,60%	4,60%	4,80%	4,80%	4,90%
depuis 2001	3,60%	5,00%	4,30%	4,90%	4,00%	4,50%	4,20%

<sup>a</sup> Depuis l'exercice de provision en juin 2006, la croissance du PIB réel en 2005 a été révisée de 4,0 % à 4,6%. Pour éviter d'introduire des incohérences dans l'analyse en temps réel, le chiffre non-révisé a été retenu pour cette analyse.

Source: calculs BCL, données STATEC

Pour l'année 2006, l'écart de production est négatif selon toutes les méthodes (-1,5% en moyenne). Selon quatre des six méthodes, il va devenir plus négatif en 2006 qu'il ne l'était en 2005. L'écart de production devient plus négatif si la croissance potentielle estimée pour cette année est supérieure à la croissance anticipée. La croissance potentielle varie selon la méthode adoptée, comme on peut l'observer dans la partie infé-

rieure du tableau. En 2007, quatre des six méthodes anticipent que l'écart négatif s'agrandira encore. C'est seulement en 2008 qu'une réduction de l'écart par rapport à l'année précédente est anticipée par quatre des six méthodes. En d'autres termes, en 2008 la croissance anticipée devrait rejoindre la croissance potentielle (ce qui stabilise l'écart de production) ou la dépasser (ce qui permet d'amenuiser l'écart avec le retour du

PIB vers son niveau potentiel). Selon la méthode par la fonction de production, l'écart de production serait déjà légèrement positif en 2008 (+0,3%).

Les fluctuations de l'écart de production dépendent non seulement de la croissance observée mais aussi de la croissance potentielle. Celle-ci varie à travers le temps sauf pour une méthode, la tendance linéaire, qui part de l'hypothèse que la croissance potentielle est constante (estimée à +5.0% sur l'échantillon depuis 1981). Pour les autres méthodes la croissance potentielle a généralement diminué sur les dernières années. Par exemple, le filtre de Hodrick-Prescott anticipe une détérioration graduelle de la croissance potentielle de 4,7% en 2001 à 4,2% en 2008. La méthode par la fonction de production anticipe une détérioration plus importante (de 5,3% à 3,9%). Par contre, la méthode de Harvey-Jaeger prévoit une détérioration mineure (de 5,2% à 4,9%) et selon les deux autres méthodes l'évolution de la croissance potentielle est plus irrégulière. Il serait risqué d'interpréter cette détérioration comme un phénomène purement structurel, étant donné que les estimations de la croissance potentielle sont généralement influencées par le cycle économique. En partie cela est dû au fait que la productivité totale des facteurs (souvent assimilée au progrès technologique) est une variable pro-cyclique<sup>31</sup>.

D'ailleurs, les estimations de la croissance potentielle (et donc aussi celles de l'écart de production) sont sujettes à d'importantes sources d'incertitudes. Premièrement, il n'existe aucun consensus quant à la meilleure méthode pour modéliser l'écart de production ou la croissance potentielle. Les estimations issues de différents modèles peuvent différer («incertitude sur le modèle»). Deuxièmement, chaque méthode demande l'estimation de un ou plusieurs paramètres inobservables. Ceux-ci peuvent varier au fil du temps avec des changements structurels, ou leur valeur estimée peut changer quand de nouvelles observations sont ajoutées à l'échantillon («incertitude sur les paramètres»). Enfin, les données utilisées pour estimer l'écart de production sont régulièrement révisées, souvent de façon significative («incertitude sur les données»). Ces différentes sources d'incertitude seront évaluées dans la suite dans le cas de l'écart de production du Luxembourg.

Le problème de l'incertitude est aggravé pour les estimations en temps réel (c'est à dire les estimations de l'écart de production pour la période durant laquelle l'estimation est réalisée). En principe, les estimations de l'écart de production pour la période courante devraient avoir un rôle central dans les décisions de politique économique. Cependant, les estimations pour la période plus récente sont entourées d'une plus grande incertitude liée à l'insuffisance des données relatives à cette période (généralement des estimations provisoires basées sur des informations très limitées, voire même des projections), aux révisions de données publiées (généralement plus importantes pour les données plus récentes), à l'instabilité de fin d'échantillon (les estimations relatives aux périodes de fin d'échantillon tendent à varier considérablement avec l'ajout d'une seule observation), et, pour ce qui est des estimations reposant sur des projections pour des périodes à venir, à des révisions des projections. Par conséquent, diverses études empiriques ont montré que la fiabilité des estimations de l'écart de production en temps réel est très faible<sup>32</sup>.

### 2.3.2 L'incertitude sur le modèle

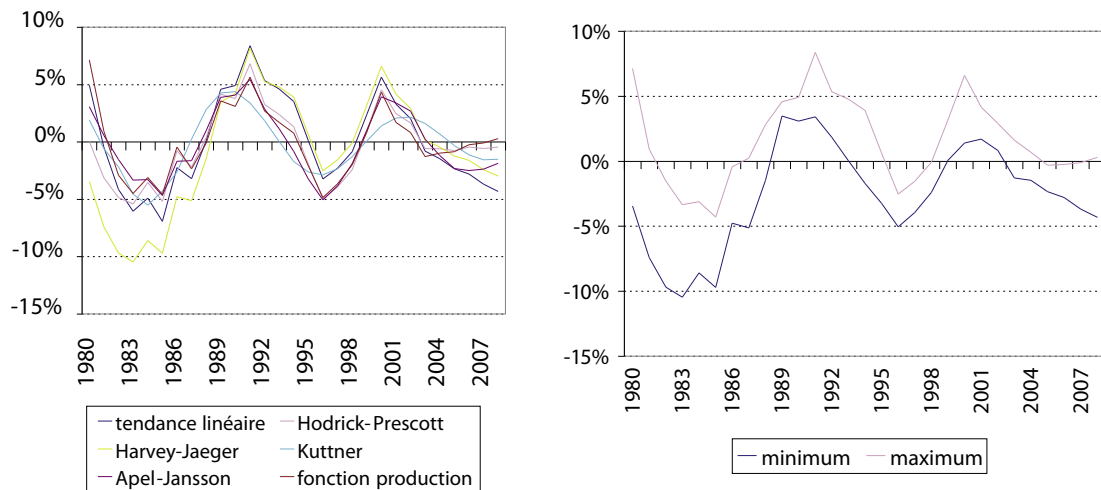
L'incertitude sur le modèle peut être évaluée par les écarts entre les estimations issues des différentes méthodes utilisées à la BCL. Les graphiques suivants illustrent les estimations de l'écart de production au Luxembourg depuis 1980 en utilisant les données les plus récentes. La différence entre l'estimation maximale et minimale pour une année donnée est de 4,2% en moyenne sur les 29 années considérées, ce qui est important par rapport à la moyenne des valeurs absolues des estimations (2,9%). Pour 10 de ces 29 années l'estimation maximale et minimale ont des signes différents, indiquant une incertitude quant au signe de l'écart de production. La largeur de la fourchette varie d'un minimum de 1,1% (1989) à un maximum de 10,6% (1980). Il est important de souligner que même si la différence entre l'estimation maximale et minimale s'est réduite depuis les années 1980, elle n'a pas tendance à disparaître. En particulier, cette différence s'agrandit sur les périodes à la fin de l'échantillon.

31 Basu et Fernald (2000) "Why is productivity procyclical? Why do we care?" *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper 2000-11*.

32 Orphanides et van Norden (2002) "The unreliability of output-gap estimates in real time," *Review of Economics & Statistics*, 84(4) :569-83. Rünstler (2002) "The information content of output gaps in real time: an application to the euro area," document de travail BCE n°182. Camba-Méndez et Rodríguez Palenzuela (2003) "Assessment criteria for output gap estimates," *Economic Modelling*, 20(3):528-56.

Graphique 1

Estimations et projections de l'écart de production du Luxembourg selon différentes méthodes



Source: calculs BCL, données STATEC

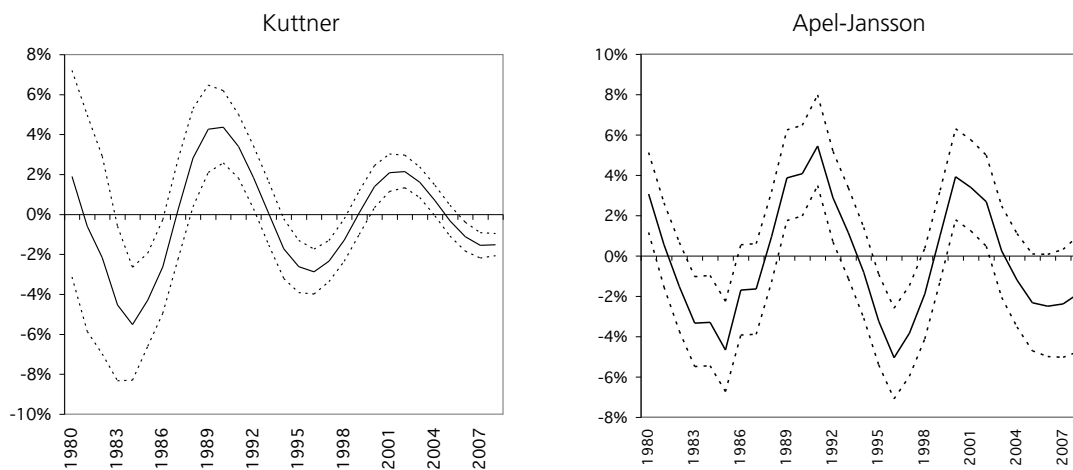
### 2.3.3 L'incertitude sur les paramètres

L'incertitude sur les paramètres est liée au fait que les valeurs des paramètres inobservables sont susceptibles de varier en fonction de l'échantillon utilisé pour l'estimation. En principe, les valeurs estimées devraient converger vers leurs « vraies » valeurs quand l'échantillon intègre des observations nouvelles. En pratique, et en particulier quand les échantillons sont petits, des divergences sont possibles. De plus, les valeurs vers lesquels ces estimateurs sont censés converger peuvent être modifiées par des changements structurels dans l'économie. Une façon d'évaluer l'incertitude sur les paramètres est de considérer les intervalles de confiance qui sont disponibles pour certaines méthodes d'estimation. Les graphiques suivants

illustrent ces intervalles pour les estimations de l'écart de production issues des modèles à composantes inobservées estimés pour les méthodes de Kuttner et d'Apel-Jansson. Ces estimations font recours au filtre de Kalman pour séparer la croissance en deux composantes inobservées (croissance potentielle et composante cyclique). Le filtre de Kalman fournit aussi un écart type (variable à travers le temps) de l'estimateur ponctuel de l'écart de production. L'intervalle de confiance pour l'estimateur ponctuel de l'écart de production est construit à l'aide de cet écart type. Ainsi la borne inférieure est donnée par l'estimateur ponctuel de l'écart de production moins deux fois l'écart type et la borne supérieure par l'estimateur ponctuel plus deux fois l'écart type.

Graphique 2

Estimations et projections de l'écart de production du Luxembourg avec intervalle de confiance issu du modèle à composantes inobservées



Source: calculs BCL, données STATEC

La largeur moyenne de l'intervalle de confiance est 3,8 points de pourcentage pour la méthode de Kuttner et 4,75 points de pourcentage pour la méthode d'Apel-Jansson. Le signe de l'écart de production n'est pas statistiquement significatif quand l'intervalle de confiance inclut la valeur zéro, ce qui est le cas en 8 des 29 années disponibles pour la méthode de Kuttner et en 15 des 29 années disponibles pour la méthode de Apel-Jansson. Le graphique illustre comment l'incertitude sur les paramètres (selon cette mesure) peut varier au long de l'échantillon. L'intervalle de confiance est particulièrement large aux points de retournement et, pour la méthode d'Apel-Jansson, à la fin de l'échantillon. Ces points sont précisément les moments quand le signe et la taille de l'écart de production sont particulièrement intéressants pour la formulation de la politique économique.

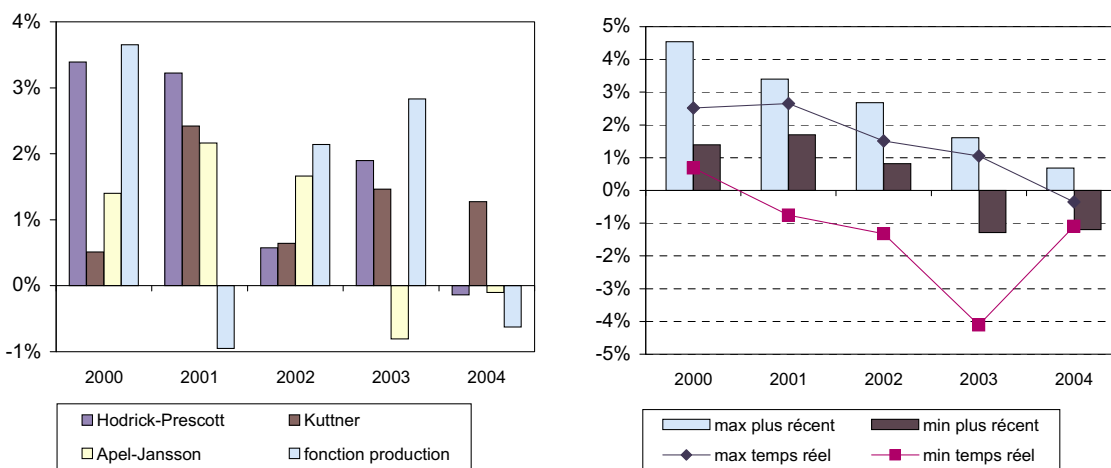
### 2.3.4 L'incertitude sur les données

L'incertitude sur les données peut être évaluée en analysant les révisions des estimations de l'écart de production. Celles-ci correspondent à la différence entre les estimations les plus récentes et les estimations publiées dans le rapport annuel de la BCL de l'année correspondante. Les estimations publiées dans les anciens rapports annuels sont des estimations en temps réel,

basées sur des données provisoires (ou plus souvent des projections) pour l'année en question. Seulement quatre des six méthodes ont été retenues pour cette comparaison, vu que la méthode par la tendance linéaire et celle de Harvey-Jaeger ont subi des changements méthodologiques produisant des révisions encore plus importantes. Il ressort de la première figure que les différences entre les estimations en temps réel et les estimations les plus récentes sont importantes et souvent de même ampleur que l'écart de production estimé. Dans ce dernier cas, l'écart de production pour l'année en question change de signe entre la première fois qu'il est estimé et l'estimation avec les données les plus récentes. Le graphique donne l'impression que l'ampleur des révisions a diminué depuis 2000 pour certaines méthodes. Cependant cette impression est fallacieuse, vu que les estimations les plus récentes seront encore modifiées quand de nouvelles observations deviendront disponibles. Cette analyse est limitée à seulement cinq années, mais il est possible de constater que le filtre de Hodrick-Prescott (une des méthodes les plus courantes) est sujet aux plus grandes révisions (1,8% en moyenne), suivi par l'approche par la fonction de production (1,4%) et par la méthode de Kuttner (1,3%). La méthode de Apel-Jansson paraît la plus fiable sur cet échantillon, avec une révision de seulement 0,9% en moyenne sur les cinq années disponibles.

Graphique 3

Révisions des estimations de l'écart de production et fourchettes des estimations en temps réel et des estimations les plus récentes



Source: calculs BCL, données STATEC

Le deuxième graphique compare la fourchette des estimations en temps réel (courbes) avec la fourchette des estimations les plus récentes (barres). La fourchette des estimations en temps réel tend à être relativement large (supérieure à 1 point de pourcentage sauf en 2004) et comprend souvent des valeurs positives et négatives. La fourchette des estimations les plus récentes est également large mais est limitée à des valeurs positives jusqu'en 2003. Les deux fourchettes se recoupent généralement, même si pour la dernière observation une possible divergence apparaît. Cette dernière pourrait refléter le récent changement méthodologique dans le calcul des comptes nationaux. De plus, avec des nouvelles révisions des données la fourchette des estimations les plus récentes est susceptible de s'éloigner de celle des estimations en temps réel.

Il est également possible d'évaluer le degré d'imprécision des estimations de l'écart de production en temps réel en comparant le signe des estimations en temps réel avec celui des estimations les plus récentes. Comme il apparaît au tableau, les estimations les plus récentes présentent un signe différent des estimations en temps réel seulement en sept cas des 30 considérés. Cependant, si le signe estimé en temps réel est relativement fiable pour la méthode par la tendance linéaire et celle de Apel-Jansson, il est moins fiable pour le filtre de Hodrick-Prescott et par la fonction de production. Pour la méthode de Harvey-Jaeger et celle de Kuttner, l'écart de production estimé en temps réel porte un signe opposé à celui estimé avec les données les plus récentes plus ou moins la moitié du temps. A nouveau, il faut souligner que pour les périodes les plus récentes les estimations sont susceptibles d'être modifiées suite à des nouvelles révisions des données sous-jacentes.

Tableau 2 *Écart de production – comparaison des signes des estimations en temps réel et des estimations les plus récentes*

	<i>Tendance linéaire</i>	<i>Hodrick-Prescott</i>	<i>Harvey-Jaeger</i>	<i>Kuttner</i>	<i>Apel-Jansson</i>	<i>Fonction production</i>
2000	même signe	même signe	signe opposé	même signe	même signe	même signe
2001	même signe	signe opposé	signe opposé	signe opposé	même signe	même signe
2002	même signe	même signe	même signe	même signe	même signe	signe opposé
2003	même signe	même signe	signe opposé	même signe	même signe	même signe
2004	même signe	même signe	même signe	signe opposé	même signe	même signe

Source: calculs BCL, données STATEC

### 2.3.5 Conclusion

En conclusion, les estimations de l'écart de production en temps réel ne semblent guère plus fiables pour le Luxembourg qu'elles le sont pour la zone euro (voir encadré 5 du *Bulletin mensuel* de la BCE de février 2005). Cette conclusion confirme les résultats trouvés ailleurs pour les Etats-Unis, le Canada et le Royaume Uni. Cependant, même si les estimations de l'écart de production en temps réel sont peu fiables, elles peuvent cependant jouer un rôle utile dans la modélisation ou l'exercice de prévision (à condition que le degré d'incertitude soit pris en compte). Par contre, il serait dangereux de leur conférer une importance excessive pour l'analyse économique qui sert de base aux décisions de politique économique. Certes, l'idée d'appuyer l'analyse sur un seul indicateur synthétique est séduisante, mais une évaluation en temps réel des capacités de production de l'économie doit de préférence être complétée à l'aide d'une plus vaste gamme d'indicateurs.

## 2.4 RÉSUMÉ NON-TECHNIQUE DU CAHIER D'ÉTUDES «LA RIGIDITÉ DES PRIX: UNE COMPARAISON INTERNATIONALE SUR BASE DES PRIX INTERNET»<sup>33</sup>

La rigidité des prix constitue un élément essentiel de la théorie économique néo-keynésienne. Récemment, une multitude de travaux menés dans le cadre de l'«Eurosystem Inflation Persistence Network» ont étudié la rigidité des prix individuels à la consommation. Les données exploitées par ces études sont celles collectées par les instituts nationaux des statistiques pour la compilation de l'indice des prix à la consommation. Cet article est dédié à l'analyse de la rigidité des prix à la consommation des produits vendus sur Internet. En dépit de son importance croissante, ce marché échappe largement à la compilation des indices des prix à la consommation.

L'objectif de cette étude est double: premièrement, l'analyse compare la rigidité des prix à la consommation des produits vendus sur la toile entre les quatre grands pays de l'UE et les Etats-Unis. Deuxièmement, nous comparons le comportement de fixation de cette catégorie de prix avec celui des prix au détail traditionnel. Notre analyse est basée sur plus de 5 millions de prix individuels téléchargés à partir de différents sites de la toile en Allemagne, aux Etats-Unis, en France, en Italie et au Royaume-Uni. Les données collectées sont d'une fréquence quotidienne. Elles regroupent les biens de consommation durable, les biens d'équipement informatique, les produits électroménagers ainsi que les services.

Les principaux résultats de cette analyse peuvent être résumés ainsi:

Premièrement, la fréquence des changements de prix sur la toile est plus élevée au sein des pays européens qu'aux Etats-Unis. Ce résultat est en contraste avec les conclusions des analyses récentes conduites sur des données relatives aux prix à la consommation pratiqués par le commerce traditionnel de détail. En effet, ces dernières révèlent que les changements de prix en Europe sont moins fréquents comparativement aux Etats-Unis. Cette différence de fréquence pourrait résulter du fait que les détaillants européens subissent des contraintes plus importantes à une modification des prix que leurs homologues américains. Or, cette caractéristique ne s'observe donc pas pour les magasins de vente en ligne. Dans la mesure où le degré de régulation de la vente en ligne ne diffère que marginalement entre les pays, il semblerait que la rigidité des prix constatée dans le secteur du commerce de détail traditionnel soit la résultante d'une réglementation européenne différente de celle appliquée aux Etats-Unis.

Deuxièmement, les prix pratiqués sur Internet ne sont pas nécessairement plus flexibles que les prix du commerce de détail traditionnel. Il est vrai que la durée de vie de la majorité des prix sur la toile est inférieure à un mois et que près de 2.6% des prix sont modifiés quotidiennement. Aux Etats-Unis et contrairement aux arguments avancés par la théorie dite des coûts de catalogue (menu cost theory), la durée de vie des prix de certains produits offerts sur Internet est plus longue que la durée affichée pour le commerce de détail traditionnel. En Allemagne, par contre, la fréquence d'un changement de prix est beaucoup plus élevée sur Internet qu'en commerce de détail traditionnel. Dans un tel contexte, une simple analyse des prix du commerce de détail est susceptible d'aboutir à une sous-estimation du degré de flexibilité des prix à la consommation.

Troisièmement, au niveau du comportement de la fixation des prix, un degré d'hétérogénéité relativement élevé entre différentes catégories de produits, mais aussi entre différents types de magasins de vente en ligne a été constaté. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, la fréquence d'un changement des prix demeure faible au sein des magasins de vente par correspondance et au sein des magasins de télé-achats. Par contre, la fréquence d'un changement de prix est, en général, relativement élevée au sein de véritables magasins de vente en ligne. En ce qui concerne la fréquence d'un changement de prix, l'hétérogénéité entre les différentes catégories de produits domine les différences observées entre les cinq pays. Ces résultats sont en accord avec ceux obtenus par les analyses récentes des prix à la consommation du commerce de détail traditionnel. Au niveau des prix sur Internet, notre analyse révèle que cette conclusion demeure valable à la fois dans le contexte d'une gamme de produits plus étroite, mais aussi en incluant les données américaines.

Quatrièmement, l'amplitude moyenne d'un changement des prix sur Internet est relativement large (5.4%), mais elle est moins élevée que le changement moyen rapporté par les analyses précitées des prix à la consommation du commerce de détail traditionnel. De plus, on constate sur Internet un nombre élevé de réductions marginales de prix (inférieure à 1% en valeur absolue), alors que les études basées sur des données relatives au commerce de détail traditionnel révèlent très peu de changements de prix inférieurs à 2.5% en valeur absolue.

<sup>33</sup> Cette note est un résumé non-technique d'une étude réalisée par Messieurs Patrick Linnemann et Ladislav Wintz



Finalement, nos estimations en panel mettent en évidence la coexistence de deux types de comportements en matière de changement des prix. Un premier type de comportement dépend davantage du moment, tandis que l'autre est fonction de la situation. D'un côté, la probabilité d'un changement de prix varie à travers les jours de la semaine. D'un autre côté, elle augmente en fonction du nombre de concurrents ainsi que de la fraction de magasins ayant procédé au changement de leurs prix le jour précédent. Par contre, la pratique de prix psychologiques ou des prix plus élevés que les concurrents constituent un facteur de baisse de la probabilité d'un changement de prix.

La plupart de ces résultats s'appliquent tant à un échantillon de produits différents qu'à un échantillon de produits identiques offerts dans tous les pays considérés dans cette analyse.

## 2.5 RÉSUMÉ NON-TECHNIQUE DU CAHIER D'ÉTUDES «LA TRANSITION DE LA REPARTITION À LA CAPITALISATION: APPLICATION AU RÉGIME GÉNÉRAL DE PENSION LUXEMBOURGEOIS»<sup>34</sup>

Un rapport publié par le Comité de Politique Economique et par la Commission européenne au début de 2006<sup>35</sup> met en exergue la forte augmentation attendue des dépenses de pension au Luxembourg, qui s'accroîtraient de plus de 7% du PIB de 2004 à 2050, soit la plus forte progression de l'Union européenne après le Portugal et Chypre. Les plus récentes projections à long terme effectuées par l'IGSS et par la BCL ainsi que par des organisations internationales telles que le FMI et l'OCDE mettent également en lumière la précarité de l'équilibre budgétaire du régime général de pension sur un tel horizon, du moins en l'absence de réformes.

Un cahier d'études récemment publié par la BCL<sup>36</sup> vise précisément à évaluer la pertinence, d'un point de vue luxembourgeois, d'une proposition de réforme formulée par Franco Modigliani et Arun Muralidhar dans un ouvrage publié en 2004<sup>37</sup>. En vertu de cette proposition, la gestion du régime de pension serait assurée par un fonds de droit public, qui continuerait à payer les pensions selon le principe des prestations prédéterminées («defined benefits»). Le fonds aurait pour mission de constituer dès son institution des réserves suffisamment élevées pour couvrir les engagements futurs du régime de pension – d'où l'expression «capitalisation», qui ne se réfère nullement à un mécanisme de «defined contributions» dans le cahier d'études. Un système de swap entre le Fonds et l'Etat permettrait de garantir à tout moment le respect des engagements «defined benefits», même en cas de fléchissement imprévu du rendement des réserves. En vertu de ce swap, l'Etat effectuerait un transfert spécifique en faveur du Fonds en cas de rendement inférieur à un taux de référence donné, tandis qu'un transfert en sens inverse surviendrait lorsque le rendement excéderait ce seuil. Les auteurs démontrent que dans le cas américain, ce système mixte basé sur un important effort initial de préfinancement permettrait de renforcer considérablement l'assise financière du système de pension, en dépit de l'impact du vieillissement de la population. En outre, les taux de cotisation convergeraient graduellement vers des niveaux nettement moins élevés qu'actuellement.

Diverses simulations effectuées dans l'étude illustrent l'intérêt de la proposition de Franco Modigliani et Arun

Muralidhar d'un point de vue luxembourgeois. La projection de référence effectuée dans le cahier d'études est conditionnelle à un taux de croissance du PIB de l'ordre de 3% par an sur un horizon de long terme. Cette projection présuppose par ailleurs un important effort de préfinancement des pensions, qui reposerait sur deux types de mesures proposées à titre illustratif. En premier lieu, l'importante progression des prestations serait quelque peu endiguée. Il est en effet supposé que l'ajustement des pensions aux salaires réels, qui a lieu tous les deux ans au Luxembourg, serait suspendu de 2007 à 2017. Il en résulterait une diminution du ratio de dépenses (19,6% de la masse contributive en 2020, contre 23,6% dans le scénario à politique inchangée) sans diminution du pouvoir d'achat des pensions, puisque ces dernières seraient toujours indexées à l'évolution des prix. Le taux de remplacement du salaire par la pension en serait bien évidemment affecté, mais ce taux est élevé au Luxembourg pour une carrière complète, comme l'atteste une étude de l'OCDE (2005)<sup>37</sup>.

En second lieu, le préfinancement postulé dans la projection de référence reposerait sur un accroissement des recettes du régime général, qui passeraient de l'actuel taux de cotisation de 24% à 26, puis 27% de la masse contributive – le cas échéant sous la forme de financements alternatifs ou d'un transfert additionnel de l'Etat central. Une telle progression des recettes ne paraît nullement hors de portée des autorités luxembourgeoises, d'autant que les 2 et 3% de financement additionnel ne représenteraient que 0,8 et 1,2% du PIB, respectivement. Ces montants sont d'ailleurs du même ordre de grandeur que le transfert additionnel de l'Etat central au régime de pension qu'a envisagé le FMI à l'occasion de sa récente mission Article IV au Luxembourg. En outre, ces ressources supplémentaires pourraient être collectées à travers la mise en œuvre de différentes mesures ponctuelles.

Enfin, la simulation de référence repose sur une gestion dynamique des réserves du régime général. Le portefeuille du Fonds serait par hypothèse composé de 35% d'actions et de 65% d'obligations, avec à la clef un taux réel de rendement des actifs du Fonds de l'ordre de 4,4% par an. Si un tel rendement peut a priori

<sup>34</sup> Cette note est un résumé non-technique d'une étude réalisée par Muriel Bouchet.

<sup>35</sup> European Commission (2006), *The impact of ageing on public expenditure: projections for the EU25 Member States on pensions, health care, long-term care, education and unemployment transfers (2004-2050)*, Rapport préparé par le Comité de Politique Economique et la Commission européenne, *European Economy, Special Report n° 1/2006*.

<sup>36</sup> Cahier d'études BCL n° 23, *The transition from PAYG to funding: application to the Luxembourg private sector pension system*, par Muriel Bouchet, juillet 2006.

<sup>37</sup> Modigliani, Franco and Muralidhar, Arun (2004), *Rethinking Pension Reform*, Cambridge University Press.

sembler élevé, il paraît raisonnable à l'aune de l'évolution des marchés financiers au cours des 20 ou 30 dernières années ou de l'expérience de divers fonds étrangers, par exemple le Government Pension Fund en Norvège. En outre, le taux de 4,4% est inférieur à raison d'environ 1% au taux postulé par Modigliani et Muralidhar dans leurs propres simulations, relatives aux Etats-Unis. Enfin, une analyse de sensibilité démontre que la convergence vers l'équilibre de long terme ne serait pas remise en cause si le taux de rendement réel de référence était ramené à 3,4% par an. Il s'ensuivrait naturellement un taux de financement requis plus élevé, de l'ordre de 28% tout au long de la période de simulation. La même analyse de sensibilité révèle que le taux de cotisation requis pourrait être ramené à 17% de la masse contributive vers la fin de l'horizon de projection en cas de rendement réel égal à 5,4%, soit le taux considéré dans le cas des Etats-Unis par Modigliani et Muralidhar. L'adoption par la Chambre des Députés en 2004 d'une loi visant à assurer une plus grande diversification de la réserve de compensation du régime général de pension est de nature à induire un rendement accru de la réserve de compensation. L'application effective de cette loi revêt une considérable importance au Luxembourg en raison du niveau absolu élevé de cette réserve.

Le processus de transition illustré dans la projection de référence amorcerait un cercle vertueux, caractérisé par des revenus du patrimoine croissants, de sorte que les surplus et les réserves atteindraient à terme un niveau élevé. De ce fait, les perspectives budgétaires des administrations publiques considérées dans leur globalité s'amélioreraient nettement, avec à la clef un respect bien plus aisé des dispositions du Pacte de Stabilité et de Croissance. De surcroît, le régime de pension serait nettement moins vulnérable aux inflexions de la croissance économique après la mise en œuvre de la réforme. Un tel «effet bouclier» revêt une considérable importance dans une petite économie ouverte telle que le Luxembourg où la croissance du PIB est plus incertaine qu'ailleurs – en particulier sur un horizon de long terme – du fait notamment d'une plus faible diversification économique. A titre d'exemple, la réforme présentée permettrait d'amortir dans une très large mesure les conséquences budgétaires d'une arrivée éventuelle du secteur financier à un stade de maturité. L'actuel régime pay-as-you-go encaisserait par contre de plein fouet tout ralentissement économique futur, avec à la clef une révision drastique du niveau des prestations de pension.

A ces avantages macro-économiques s'ajouterait sur un plan plus micro-économique une sécurité financière accrue pour les affiliés du régime général de pension, puisque le Fonds aurait précisément pour mission de garantir à tout moment l'équilibre actuariel du système, en couvrant les engagements futurs par un niveau approprié de réserves. L'équilibre actuariel nécessiterait au demeurant des réserves d'un ordre de grandeur de 160% du PIB selon la simulation de référence, soit un niveau largement supérieur à celui de l'actuelle réserve de compensation (environ 25% du PIB), à l'instar de la situation prévalant dans des pays tels que la Norvège (voir le Government Pension Fund) ou les Pays-Bas (voir en particulier le fonds de pension ABP). Ce résultat souligne le caractère tout à fait insuffisant de la présente réserve de compensation. Le Luxembourg est en conséquence nettement plus proche d'un système pay-as-you-go «pur» que d'un régime de capitalisation. Une telle situation est préoccupante, car un système PAYG pur est particulièrement exposé aux inflexions de la croissance économique évoquées plus haut.

Les nombreux avantages associés à la réforme qui fait l'objet de la simulation de référence seraient acquis en dépit de l'impact de l'accroissement du taux de dépendance consécutif, notamment, à l'arrivée à l'âge de la retraite de nombreux frontaliers. Ces avantages seraient par ailleurs très peu onéreux en termes de cotisations futures. Les taux de cotisation tendraient en effet à converger vers le niveau actuel de 24% à l'issue de l'horizon de projection, alors que le taux requis en l'absence de réforme pourrait atteindre – voire même excéder – 40% des revenus contributifs au cours de l'horizon de projection.

Tout retard dans la mise en œuvre d'une réforme se traduira soit par une intensification de l'effort de préfinancement requis, soit par un brusque assombrissement des perspectives budgétaires du régime général. Le coût de l'attentisme est en effet considérable. Un taux de cotisation égal voire même supérieur à 40% ruinerait la compétitivité de l'économie luxembourgeoise et porterait gravement atteinte aux intérêts des générations futures, y compris la jeunesse actuelle. De telles évolutions viendraient exacerber la vulnérabilité intrinsèque du système de pension pay-as-you-go à l'évolution du contexte macro-économique, entraînant le déclenchement d'un cercle vicieux hautement dommageable.

